

Comportements de fécondité des Québécoises, allocations familiales et impôts : résultats et simulations d'un modèle de choix discrets portant sur les années 1975-1987

Fertility Behaviour in Quebec, Family Allowances and Taxes: Results and Simulations with a Discrete Choice Model for the Years 1975-1987

Pierre Lefebvre, Liliane Brouillette et Claude Felteau

Volume 70, numéro 4, décembre 1994

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602157ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602157ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Lefebvre, P., Brouillette, L. & Felteau, C. (1994). Comportements de fécondité des Québécoises, allocations familiales et impôts : résultats et simulations d'un modèle de choix discrets portant sur les années 1975-1987. *L'Actualité économique*, 70(4), 399–451. <https://doi.org/10.7202/602157ar>

Résumé de l'article

On suppose que les femmes « mariées » (les couples) font face à trois types de décisions séquentielles : la décision de fécondité, la décision quant au nombre d'enfants et la décision de travailler ou de ne pas travailler. Ce processus hiérarchique de prise de décision définit différentes options (huit) caractérisées par leur valeur. Un modèle logistique de choix discrets évaluant la sensibilité des comportements des Québécoises à des changements dans les flux attendus de revenu liés à des modifications de la politique familiale gouvernementale (exemptions, crédits d'impôt, allocations familiales) a été estimé, à l'aide de micro-données provenant de 9 coupes transversales et portant sur les années 1975 à 1987, par une procédure de maximum de vraisemblance à information complète, en tenant compte du problème d'autosélection des échantillons. Les résultats empiriques du modèle montrent que la fiscalité personnelle conditionnelle à la présence des enfants et les allocations familiales influencent à la hausse la fécondité dans le cas des familles qui ont déjà des enfants. Ceci permet donc de simuler certains changements apportés aux politiques fiscales et de transferts en faveur des familles avec enfant(s) à charge et d'évaluer les effets sur la fécondité et la participation au marché du travail ainsi que l'ampleur des déboursés pour les deux paliers de gouvernements.

COMPORTEMENTS DE FÉCONDITÉ DES QUÉBÉCOISES, ALLOCATIONS FAMILIALES ET IMPÔTS : RÉSULTATS ET SIMULATIONS D'UN MODÈLE DE CHOIX DISCRETS PORTANT SUR LES ANNÉES 1975-1987*

Pierre LEFEBVRE

Liliane BROUILLETTE

Claude FELTEAU

Département des sciences économiques

CREFÉ

Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ — On suppose que les femmes « mariées » (les couples) font face à trois types de décisions séquentielles : la décision de fécondité, la décision quant au nombre d'enfants et la décision de travailler ou de ne pas travailler. Ce processus hiérarchique de prise de décision définit différentes options (huit) caractérisées par leur valeur. Un modèle logistique de choix discrets évaluant la sensibilité des comportements des Québécoises à des changements dans les flux attendus de revenu liés à des modifications de la politique familiale gouvernementale (exemptions, crédits d'impôt, allocations familiales) a été estimé, à l'aide de micro-données provenant de 9 coupes transversales et portant sur les années 1975 à 1987, par une procédure de maximum de vraisemblance à information complète, en tenant compte du problème d'autosélection des échantillons. Les résultats empiriques du modèle montrent que la fiscalité personnelle conditionnelle à la présence des enfants et les allocations familiales influencent à la hausse la fécondité dans le cas des familles qui ont déjà des enfants. Ceci permet donc de simuler certains changements apportés aux politiques fiscales et de transferts en faveur des familles avec enfant(s) à charge et d'évaluer les effets sur la fécondité et la participation au marché du travail ainsi que l'ampleur des déboursés pour les deux paliers de gouvernements.

* Cette recherche a bénéficié de l'appui financier du Fonds FCAR du ministère de l'Enseignement supérieur et de la Science du Québec et de la Fondation canadienne Donner.

ABSTRACT – *Fertility Behaviour in Quebec, Family Allowances and Taxes: Results and Simulations with a Discrete Choice Model for the Years 1975-1987.* We suppose that women (couples), who are less than 40 years old, are faced with three types of sequential decisions: the fertility decision, the decision relative to the number of children to have and the decision concerning labour force participation. The hierarchical process of decision defines different situations (eight) that have an option value. We use a nested polychotomous discrete choice model to estimate the responsiveness of the behaviour of « married » women in Québec to variations in the expected flow of revenue resulting from changes in the parameters of the personal income tax and in the level of public monetary transfers conditional on the number of children. The model is estimated with micro-data from 9 repeated cross-sections for the years 1975 to 1987 with a full information maximum likelihood method. Our estimation of female wage equations conditional on the number of children takes into account the problem of sample selectivity. Finally this empirical setting is used to simulate the effects of changes made to the fiscal and transfer policies in favor of families with dependent children on fertility, women labour force participation and the importance of spending costs for the two levels of government.

INTRODUCTION

L'évolution de la fécondité des Québécoises sous le seuil de remplacement des générations, ramène à l'avant-scène parmi les principales questions d'intérêt public, la politique de la population et de la famille. Les causes de la baisse de la fécondité sont bien connues, de façon générale. Grâce à une meilleure maîtrise de la contraception, le nombre d'enfants non désirés a diminué. Mais le nombre d'enfants désirés a aussi baissé, notamment, à cause de facteurs économiques, comme l'augmentation des niveaux de vie qui entraîne une élévation des charges pécuniaires et non pécuniaires liées à la présence des enfants. Les coûts directs et les manques-à-gagner associés à la venue d'un enfant (supplémentaire) n'ont pas donné lieu à une compensation financière plus favorable de la part de la politique familiale; elle s'est plutôt détériorée en termes d'évolution du coût de la vie.

Le Québec n'est pas la seule société évidemment parmi celles des pays développés à avoir un tel taux de fécondité; il ne se trouve pas non plus au bas de l'échelle¹. Par contre au Canada, le Québec se situe au dernier rang des dix provinces canadiennes en termes de l'indice synthétique de fécondité de sa population. Dans le reste du Canada, la fécondité, bien que plus élevée, ne permet pas non plus aux générations de se reproduire. Les comportements de fécondité sont masqués par la forte proportion des personnes en âge de procréer (conséquence du *baby-boom*) et une immigration excédentaire (en rapide augmentation depuis la fin des années quatre-vingt avec l'ouverture - involontaire? - du pays aux demandeurs du statut de réfugié). La question de la population ne soulève pas d'inquiétudes et ne colore pas non plus les débats lorsque les politiques sociales concernant les familles sont modifiées.

1. Le taux de fécondité est de 1,41 au Québec en 1988; il se compare à ceux de l'Espagne, du Portugal et de l'Italie en 1988 qui sont respectivement de 1,30, 1,53 et 1,29.

La situation est un peu différente au Québec. Face au constat d'une fécondité particulièrement « déficiente », conjuguée à une émigration nette de sa population², le gouvernement du Québec, depuis les quatre ou cinq dernières années, a donné à sa politique familiale une orientation très différente de celle poursuivie au palier fédéral. Elle a été axée, sinon sur la peur de « disparaître », du moins sur la volonté de retarder le moment, quasi fatidique au début du millénaire, où la population du Québec commencera à décroître en nombre absolu et de freiner en même temps l'érosion aussi inéluctable de la place relative de la population du Québec au sein du Canada. Cette politique, à caractère nataliste, a plutôt été accueillie avec scepticisme quant à sa capacité à modifier sensiblement les comportements de fécondité.

Cette étude s'intéresse à la question plus générale des facteurs économiques sous-jacents aux comportements de fécondité et de travail des femmes et aux effets que peuvent exercer les politiques publiques, en particulier la politique fiscale et la politique d'allocations familiales sur ces mêmes comportements. Ces effets, de la politique de compensation des charges familiales, sont mesurés à l'aide de simulations portant sur des trajectoires de la politique fiscale et de la politique de transferts monétaires, conditionnelles à la présence d'enfant(s) à charge dans les familles différentes de celles qui ont prévalu et qui auraient été plus favorables aux familles avec enfants. Les simulations reposent sur un modèle micro-économique mesurant les comportements de fécondité et de travail des Québécoises au cours des années 1975-1987, en tenant compte des effets que peuvent exercer la fiscalité et les transferts.

La section 1 rappelle les grandes modifications qui ont façonné la politique de compensation économique des charges familiales depuis les quarante-cinq dernières années ainsi que l'évolution de la fécondité au Canada et au Québec. La section 2 présente les résultats de l'estimation économétrique d'un modèle polytomique de choix discrets. L'estimation est réalisée à l'aide de micro-données portant sur un échantillon de familles québécoises, et colligées par Statistique Canada entre 1976 et 1988 à l'aide de neuf enquêtes nationales. La section 3 pose les principes d'équité qui devraient inspirer une politique de compensation des charges familiales. Certaines questions auxquelles doit répondre une politique familiale qui se voudrait plutôt nataliste ou du moins neutre au plan démographique sont soulevées. Enfin, la section 4 présente d'abord la « solution » du modèle en termes des probabilités que les couples québécois choisissent différents « états » de fécondité et de travail. Puis, s'y trouve les résultats de seize simulations réalisées à l'aide du modèle estimé. Les quatre premières permettent d'évaluer la valeur des aides monétaires provenant des deux paliers de gouvernement et découlant du régime fiscal des particuliers et

2. Le Québec a toujours reçu (ou attiré) moins d'immigrants que la part de sa population au Canada. De plus une proportion significative de ceux-ci s'est toujours déplacée vers d'autres provinces. De 1970 à 1985, le Québec a connu un solde migratoire négatif. C'est seulement depuis les quatre ou cinq dernières années qu'il retient une majorité des immigrants internationaux ayant choisi le Québec et qu'il a redressé son solde migratoire inter-provincial négatif (celui-ci fut très important à la fin des années soixante-dix).

des régimes d'allocations familiales ; les effets sur la fécondité de ces mesures sont aussi mesurés. Les douze autres simulations évaluent les effets en termes de la natalité et du coût budgétaire pour les gouvernements de différentes modifications aux mesures fiscales et aux allocations familiales. Une courte conclusion souligne les principaux enseignements des simulations au plan de la politique démographique ainsi que les limites de l'exercice.

1. LA POLITIQUE DE COMPENSATION DES CHARGES FAMILIALES ET TENDANCES DE LA FÉCONDITÉ

Dès l'introduction du premier impôt sur le revenu personnel au Canada en 1917, le gouvernement a rapidement reconnu une différence dans la capacité à payer des contribuables avec des enfants à charge en adoptant (pour l'année 1918) une exemption fiscale de 200\$ par enfant. Parmi les objectifs sociaux évoqués à l'appui de la législation introduite en 1944 au Parlement canadien qui a conduit à la création du programme national des allocations familiales (à partir du 1er juillet 1945), il y a celui de reconnaître que les familles avec des enfants ont des besoins que n'ont pas les familles sans enfant et qu'avoir des enfants entraîne un fardeau important (Willard, 1968).

D'autres mesures, souvent perçues comme une émanation de la politique familiale, sont attribuables à des objectifs poursuivis par d'autres politiques ou ont une portée limitée parce qu'elles relèvent du cadre réglementaire des activités de travail. Par exemple, l'introduction d'un crédit d'impôt-enfant remboursable en 1979 découle des politiques de lutte à la pauvreté et de la sécurité minimale du revenu. Aussi, le seul congé de maternité payé à même les fonds publics est restreint aux personnes qui satisfont aux conditions particulières du programme canadien d'assurance-chômage et associé à un congé de maladie. Ce dernier encadre donc les relations contractuelles entre employeurs et employés par des normes minimales sur les « absences » et les « retours » au travail. Il en va de même de la fiscalisation des frais de garde, qui vient reconnaître que pour gagner un revenu de travail certaines dépenses peuvent être encourues. De telles mesures visent évidemment à « protéger » les familles de certaines conséquences négatives qui pourraient découler de l'activité consistant précisément à « produire » et élever des enfants³.

Aux deux paliers de gouvernement, la politique visant spécifiquement la compensation des charges familiales s'est traduite essentiellement, pour toute la période qui va de 1945 à maintenant, par deux types de mesure, l'une de nature fiscale et l'autre a pris la forme d'une allocation familiale monétaire. On s'en tiendra donc par la suite à l'analyse de ces deux mesures qui ont pour objectif précis et explicite d'assurer une forme d'équité horizontale entre les ménages (avec et sans enfants) ou de manifester une solidarité intergénérationnelle

3. De même la législation familiale protège les membres de la famille contre les risques de divorce et de décès des parents.

envers les ménages qui prennent soin au cours d'une partie de leur vie de la reproduction des membres de la société.

1.1 *Mesures et principaux changements depuis 45 ans*

Au palier fédéral l'exemption fiscale de 200\$ par enfant à charge (de moins de 18 ans) de 1918 fut régulièrement bonifiée pour atteindre 400\$ par enfant (de moins de 21 ans) en 1941. Après la guerre (1947) sa valeur fut ramenée à 100\$ pour les enfants âgés de moins de 16 ans et à 300\$ pour ceux âgés de 17 ans ou plus. En 1973, le gouvernement décidait d'indexer ces mêmes exemptions fiscales qui valaient alors respectivement 300\$ et 500\$. En 1984, le gouvernement fédéral décidait de ne plus indexer, selon la disposition relative à l'augmentation du « coût de la vie », l'exemption fiscale pour enfant à charge de moins de 18 ans. En 1986, il appliquait un traitement identique à l'exemption fiscale pour « enfant » de 18 ans ou plus. La réforme fiscale de 1988 faisait disparaître l'exemption pour la remplacer par un crédit d'impôt forfaitaire.

Les prestations du programme fédéral d'allocations familiales, versées mensuellement en faveur des enfants âgés de moins de 16 ans, étaient modestes, assujetties à un impôt variable en fonction du revenu du déclarant et modulées en fonction de l'âge de l'enfant (et réduites pour le cinquième enfant et les suivants): de 60\$ en termes annuels (0-5 ans) à 96\$ (13-15 ans). Leurs niveaux sont restés inchangés⁴ pendant presque 30 ans jusqu'en 1973, année où le gouvernement apporta au régime plusieurs changements importants: les allocations sont haussées fortement (à 240\$ par enfant); elles deviennent uniformes, assujetties à l'impôt personnel, indexées selon la croissance de l'indice des prix à la consommation et versées aussi pour les enfants âgés de 16 et 17 ans en remplacement de l'allocation aux jeunes fréquentant l'école⁵. En outre, les provinces pouvaient décider de la structure des allocations fédérales en autant que les prestations totales soient égales à la somme qui aurait été versée selon les nouvelles modalités. Deux provinces exercèrent cette liberté de choix: l'Alberta adopta des allocations qui croissent avec l'âge des enfants (4 tranches d'âge); le Québec décida plutôt de les faire croître en fonction du rang de l'enfant (jusqu'au quatrième) en prévoyant un supplément pour les enfants âgés de 12 à 17 ans.

Puis, en 1978 le gouvernement restructure sa politique en mettant en place une troisième mesure qui prenait la forme d'un crédit d'impôt remboursable de 200\$ par année et par enfant admissible aux allocations familiales, mais dégressif (au taux de 5%) au-delà d'un certain seuil du revenu familial (fixé à 18 000\$ en 1978 et indexé selon l'évolution du coût de la vie). Cette nouvelle mesure de soutien visait à rendre plus « redistributive » la politique de compensation des

4. De 1948 à 1972, les allocations ne furent plus assujetties à l'impôt personnel alors que la réduction à l'égard des enfants de rang supérieur à 4 fut abolie en 1949.

5. Cette allocation fut mise en place à partir de 1974. Le gouvernement fédéral suivait en cela l'initiative prise au Québec en 1961 en décidant d'assumer le coût de ce programme et de le généraliser à l'ensemble du Canada.

charges familiales puisqu'elle fut financée par une réduction annuelle des allocations familiales de 68\$ par enfant et l'abolition d'un crédit d'impôt non remboursable de 50\$ par enfant, crédit introduit en 1977. Par la suite, face à la montée de ses dépenses sociales, le gouvernement fédéral a accentué le caractère sélectif de sa politique de soutien en n'indexant pas (ou en indexant partiellement) selon les années soit les exemptions fiscales ou les allocations familiales ou le crédit d'impôt remboursable ainsi que le seuil de revenu à partir duquel il est calculé. Au cours de la période 1983-1986, le seuil de revenu à partir duquel le crédit d'impôt pour enfant devient remboursable cessait d'être indexé. En 1985, le gouvernement fédéral décidait qu'à partir de 1987, le crédit d'impôt remboursable serait augmenté, que le seuil de revenu nécessaire pour conserver intact ce crédit serait abaissé.

Les Budgets fédéraux d'avril 1989 et de mars 1992 poursuivent cette direction et rompent avec la longue tradition canadienne d'universalité dans les prestations sociales : le premier contient une disposition de « récupération » des allocations familiales via le régime fiscal (au taux de 15% du revenu - du parent avec le revenu le plus élevé - net excédant 50 000\$) appliquée depuis 1990 ; alors que le dernier Budget annonce le remplacement des trois mesures de soutien, à partir de 1993, par une prestation pour enfants non assujettie à l'impôt, mais dégressive en fonction du revenu - familial cette fois - (la réduction est de 2,5% pour un enfant, 5% pour deux enfants ou plus, du revenu familial net au-delà de 25 921\$) et réajustée annuellement en fonction de la hausse de l'indice des prix à la consommation pour la partie supérieure à 3%⁶.

Donc, au Canada, le gouvernement fédéral fut celui qui mit sur pied et finança une politique de compensation des charges familiales. Cependant, au cours des vingt dernières années, ces compensations se sont réduites en termes réels alors que l'objectif de redistribution horizontale laissa totalement la place aux préoccupations d'inégalités de revenu et de pauvreté chez les familles, c'est-à-dire à l'objectif de redistribution verticale⁷.

Au palier provincial, le Québec est la seule province qui a eu, selon les années, une politique propre de soutien à la famille en décidant, en 1954, de lever lui-même son propre impôt sur le revenu. En 1961, en ce qui touche la famille, il complète le programme fédéral d'allocations familiales par des allocations scolaires de 120\$ par année pour les jeunes de 16 et 17 ans. En 1967, il remplace les exemptions fiscales pour les enfants âgés de moins de 16 ans par des allocations familiales provinciales graduées à la hausse en fonction du rang de l'enfant (de 30\$ par année pour le premier jusqu'à 285\$ pour 6 enfants avec

6. Ces dernières réformes sont analysées dans Brouillette, Felteau et Lefebvre (1993b).

7. Le document d'étude de 1985 de santé et bien-être Canada (1985) sur les prestations aux enfants décrit bien la philosophie qui l'anime : « ...les modifications apportées aux programmes sociaux devaient être réorientées vers des objectifs sociaux prioritaires » (p.14).

un ajout de 10\$ par année pour les enfants âgés de 12 à 15 ans⁸). Ce qui revenait à transformer l'exemption fiscale en un crédit d'impôt remboursable payé d'avance sous la forme d'une allocation familiale mensuelle (elle ne seront donc pas assujetties à l'impôt fédéral lors des modifications du régime fédéral en 1973 ; les allocations familiales fédérales auront le même traitement de la part de l'impôt québécois, ce qui leur donnent le même statut). Les allocations familiales du Québec sont indexées au coût de la vie mais de façon discrétionnaire par le ministre des Finances (par exemple, il n'y a pas eu d'indexation en 1985). En 1982, le gouvernement accorde une allocation de disponibilité (dégressive selon le rang) aux parents d'enfants de moins de 6 ans. L'allocation ne pouvait être réclamée lorsque l'un des parents demandait la déduction fiscale pour frais de garde⁹. De 1986 à 1991, la politique de soutien aux familles après certaines hésitations prend clairement position en faveur du principe de la compensation horizontale et affiche ouvertement parmi ses objectifs une intention nataliste.

En 1986, le gouvernement du Québec rétablit (à des niveaux importants) les exemptions fiscales pour enfants à charge de moins de 16 ans et introduit une nouvelle exemption supplémentaire pour les enfants à charge inscrits à des études postsecondaires. Cependant, les allocations familiales fédérales devenaient imposables et les allocations provinciales étaient soumises à une récupération totale par l'impôt du Québec (sauf pour les familles à très faible revenu). Mais la récupération par l'impôt des allocations provinciales est rapidement abolie pour les enfants de rang supérieur à trois (1987) et pour les deux premiers enfants d'une famille (1988). Les allocations de disponibilité, qui n'ont jamais été indexées depuis leur création en 1982, sont modifiées en 1987 pour devenir progressives en fonction du rang de l'enfant plutôt que dégressives. Le Budget 1987-1988, associé à la réforme fiscale de 1988, ainsi que les budgets qui devaient suivre ont modifié la plupart des dispositions à l'égard des familles tout en introduisant de nouvelles mesures. À l'instar du gouvernement fédéral, Québec convertit, au taux de 20%, toutes les exemptions personnelles en crédits d'impôt non remboursables, « pénalisant » ainsi les familles taxées à un taux supérieur. En compensation, il annonce le versement de nouvelles allocations familiales : à la naissance (en vigueur en 1988) graduées selon le rang de l'enfant (500\$ pour le premier enfant ; 3 000\$ pour le troisième enfant et les suivants ; cette dernière allocation fut augmentée régulièrement pour atteindre 8 000\$ en 1992); allocations supplémentaires pour jeunes enfants (à partir de 1989) en remplacement de l'allocation de disponibilité. Toutes ces allocations familiales du Québec ne sont pas imposables et en principe réévaluées chaque année pour tenir compte de l'inflation.

8. Les exemptions fiscales pour les enfants à charge âgés de 16 ans ou plus sont maintenues. À partir de l'année 1978 l'exemption pour les enfants âgés de 8 ans ou plus se différencie de celle s'appliquant aux plus jeunes et passe de 550\$ à 900\$. Ces exemptions fiscales sont indexées pour tenir compte de l'inflation à partir de 1980.

9. À partir de 1978, les deux paliers de gouvernement permettent au parent dont le revenu est le moins élevé de déduire de son impôt les frais de garde admissibles encourus.

1.2 Déclin de la fécondité au Québec et au Canada

Les changements dans les comportements procréateurs des Québécois et des Québécoises au cours des quarante dernières années sont bien connus. Le déclin de la fécondité au Québec ne constitue pas en lui-même un phénomène exceptionnel. Cependant l'ampleur et la rapidité avec lesquelles ces changements se sont produits sont les plus surprenantes : l'indice synthétique de fécondité, à son sommet, depuis la guerre en 1957, avec 4,00 enfants, devait tomber en « chute libre » pendant les années soixante pour se stabiliser à 2,1 en 1970, soit approximativement le seuil de remplacement des générations. Cet indice devait diminuer encore, mais moins rapidement, durant les années soixante-dix, baisser rapidement à la fin de la décennie, stagner à 1,44 de 1983 à 1986, pour atteindre son niveau le plus bas en 1987 à 1,35 et remonter quelque peu depuis (1,65 en 1990). En outre, depuis vingt ans, on observe que l'âge auquel les femmes donnent naissance à un premier enfant augmente systématiquement et que le taux d'infécondité « permanente » croît (Karam et Lefebvre, 1992). Les Québécoises ne se reproduisent plus depuis les générations nées en 1942-1943 : soit environ quinze générations lorsqu'on extrapole légèrement pour les femmes nées entre 1956 et 1958 et dont on peut anticiper (sur la base des informations de 1990) sans grande erreur les résultats de la fin de leur histoire de fécondité.

Les comportements de fécondité des Canadiennes des autres provinces, qui ont eu pendant plusieurs décennies un taux de fécondité nettement inférieur à celui des Québécoises (l'écart est disparu à la fin du *baby-boom*), allaient néanmoins suivre la même tendance que celle observée au Québec mais avec quelques années de retard. L'indice synthétique de fécondité atteint son apogée à 3,9 enfants en 1959. Depuis cette année le taux a baissé régulièrement pour atteindre 1,7 à la fin des années soixante-dix et il est resté à ce niveau depuis (1991). Par ailleurs, compte tenu de ce que l'on sait de la fécondité des dix générations de femme nées après 1948, il est clair qu'elles seront les premières de tout le siècle à ne pas se reproduire¹⁰.

Aussi est-il étonnant de constater depuis les quatre dernières années (1988-1991) deux mouvements divergents mais incertains : une faible baisse de l'indice de fécondité dans le reste du Canada et une légère hausse au Québec. En quatre ans, l'indice synthétique de fécondité dans la province aura augmenté de plus de 20% et les naissances de 10%. Il est délicat de mettre au crédit des mesures québécoises les modifications à la hausse de la fécondité car ces chan-

10. Voir Dumas (1990). La génération de 1948 (dont la période féconde est incontestablement achevée puisqu'il y a une fécondité statistiquement infime chez les femmes de 40 ans ou plus) est la dernière qui a eu 2,1 enfants.

gements se sont produits en même temps qu'elles étaient annoncées et mises en place¹¹. Le Québec fut donc la seule province canadienne qui a réagi, assez tardivement faut-il ajouter, à la baisse de sa fécondité¹².

2. UN MODÈLE EMPIRIQUE DE CHOIX DISCRETS DE FÉCONDITÉ ET DE TRAVAIL¹³

La littérature scientifique en démographie économique portant sur les déterminants de la fécondité accorde une large place au coût d'opportunité des enfants en montrant qu'il est lié aux caractéristiques socio-économiques des couples ainsi qu'aux variables de l'environnement économique. En outre, elle insiste fortement tant sur le caractère endogène des décisions parentales de fécondité et de travail que sur leur interdépendance et leur caractère dynamique (par exemple, Ermisch, 1989; Moffitt, 1984). Cependant, l'utilisation d'un modèle explicitement dynamique des décisions parentales permettant d'identifier empiriquement les différents arbitrages économiques relative à la fécondité sur le cycle de vie des différentes générations, se heurte à l'obstacle de l'indisponibilité de micro-données longitudinales adéquates^{14, 15}.

Au Canada, compte tenu de cette contrainte, les seules études économiques sur les comportements de fécondité ont porté sur un cycle complété de fécondité dans le cadre d'un modèle de cycle de vie (par exemple Robinson et Tomes, 1982). Les travaux s'appuient tous, y compris ceux à caractère exclusivement empirique (par exemple Tomes, 1985; Rao, 1987), sur les données du recensement.

On peut soulever deux critiques à l'égard de ces études. En premier lieu, les comportements analysés à l'aide des recensements de 1971 et 1981 ne sont pas récents. Il est beaucoup plus intéressant d'examiner les décisions parentales de familles qui n'ont pas complété leur cycle de fécondité, sur lesquelles portent d'ailleurs la plus grande partie des micro-données disponibles, afin d'identifier

11. Compte tenu que les comportements se modifient lentement et des délais dans la production des informations statistiques, l'évaluation des effets spécifiques des mesures récentes prises au Québec n'est pas possible. Cependant, ces mesures peuvent être transposées aux années qui ont précédé et leurs effets appréciés à la lumière des comportements passés de fécondité. Cette approche sera adoptée plus bas.

12. Pour l'année 1989, Simard et Bernier (1991) estiment à 430 et 1 070 millions de dollars respectivement la valeur des allocations familiales du Québec et de l'ensemble des dispositions fiscales spécifiques aux familles avec enfants. Ces aides s'ajoutent à celles du gouvernement fédéral versées aux familles du Québec (soit pour les allocations familiales imposables, le crédit d'impôt remboursable et le crédit d'impôt non remboursable des montants nets respectifs de 398, 439 et 136 millions de dollars).

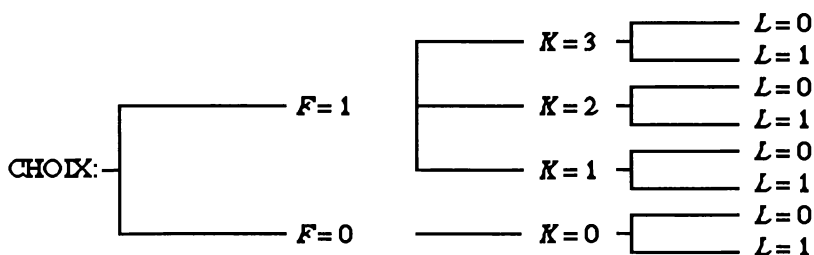
13. On trouvera dans Brouillette, Felteau et Lefebvre (1991a, 1992a) une présentation plus détaillée du modèle et de la structure retenue.

14. On fait abstraction ici de l'approche (par exemple Ward et Butz, 1980; Sprague, 1988; Hyatt et Milne, 1991) qui consiste à utiliser des données chronologiques agrégées. Elle exclut qu'on puisse modéliser finement les effets des paramètres de la fiscalité personnelle et des transferts.

15. L'existence de plusieurs coupes transversales répétées permet néanmoins l'estimation de modèles dynamiques des comportements socio-démographiques. Une telle approche a été poursuivie dans Brouillette, Felteau et Lefebvre (1991b, 1992a, 1993c); elle complète la stratégie de recherche utilisée dans cette étude.

les variables socio-économiques en jeu. En deuxième lieu, dans la plupart des travaux empiriques dans ce domaine les contraintes budgétaires des familles sont spécifiées crûment, sans tenir compte des développements récents de la littérature économique relative aux effets de la fiscalité personnelle et des transferts sur l'offre de travail, en plus d'utiliser une modélisation peu satisfaisante des effets que peuvent exercer les politiques publiques. Il devient alors difficile d'analyser l'efficacité relative des politiques publiques qui visent spécifiquement à encourager la natalité.

La stratégie de recherche que nous avons adoptée tire le meilleur parti des micro-données existantes, évite les critiques énoncées plus haut et comporte certaines « innovations ». La décision de fécondité des couples, la décision quant au nombre d'enfants et la décision de participation au marché du travail sont modélisées comme des décisions discrètes différentes mais interdépendantes. L'estimation empirique prend en considération les paramètres de la fiscalité personnelle spécifique aux familles ainsi que les paramètres des programmes de transferts conditionnels à la présence et au nombre d'enfants à charge. Enfin, sur le plan économétrique, le modèle est estimé de façon efficiente à l'aide d'une procédure de maximum de vraisemblance à information complète. Comme on suppose que les choix se font rationnellement sur la base de la valeur attendue (en termes d'utilité ou de revenu) des situations particulières de fécondité et de participation au marché du travail des femmes, on obtient alors un cadre empirique formel permettant de simuler les effets sur les comportements démographiques de changements spécifiques des paramètres de la politique familiale. La structure du modèle peut se représenter par le schéma suivant qui identifie les niveaux de décisions ainsi que les options auxquelles sont confrontées les femmes (les couples):



où $F=0,1$ représente les choix associés à la décision de fécondité; $K=1,2,3$ les choix associés à la décision du nombre d'enfants pour ceux qui en ont¹⁶; et $L=0,1$ ceux associés à la décision de participation au marché du travail, pour chacune des valeurs de K . Cet arbre de décision définit un ensemble de choix avec 8 options caractérisées par leur « valeur »¹⁷. On suppose que le couple choisit l'option fkL qui lui procure, à tout moment dans le temps, le plus haut niveau d'utilité. C'est par la spécification des déterminants de l'utilité associée à chacune des options que les variables socio-économiques sont introduites dans le modèle.

2.1 Un modèle polytomique séquentiel : spécification et procédures d'estimation

Formellement, on suppose que le niveau d'utilité d'une personne i (la valeur de chaque option) est donné par la fonction suivante (on omettra par la suite l'indice i afin de ne pas alourdir la notation):

$$V_{ifkl} = V_{ifkl}(W_{ifkl}, Y_{ifkl}, X_{ifkl}), \quad (1)$$

où les indices f (enfant(s)/pas d'enfant), k (nombre d'enfants) et l (travaille/ne travaille pas) identifient les différents niveaux du modèle. La variable W_{ifk} est une mesure du taux de salaire net de l'épouse (le coût d'opportunité de son temps) selon les valeurs prises par K ($=0,1,2,3$) et F ($=0,1$); Y_{ifkl} est une mesure de son revenu hors travail au niveau L ($=0,1$) et une mesure du revenu disponible de la famille aux niveaux K et F (excluant les gains de l'épouse mais incluant les paiements de transfert). Finalement, X_{ifkl} est un vecteur de variables socio-économiques exogènes qui représentent l'hétérogénéité des préférences des femmes et de leur conjoint, relativement au loisir et à la consommation, relativement au nombre désiré d'enfants et relativement à la décision d'avoir ou non des enfants, mais dont les valeurs restent constantes quelque soit l'option choisie. C'est sur la base des valeurs prises par les arguments de cette fonction d'utilité que repose l'explication des choix observés dans l'échantillon utilisé.

À chacun des niveaux de l'arbre de décision correspond une « forme structurale » et une « forme réduite ». La forme structurale comprend des variables dont la valeur change selon l'option choisie (salaire, revenu disponible) et des variables socio-économiques dont la valeur reste fixe (éducation, âge, etc.) quelle que soit l'option. La forme réduite ne contient que des variables dont la valeur est indépendante de l'option choisie. Elle est obtenue en remplaçant les

16. Au cours de la période 1975 à 1987, on trouve très peu de familles ayant plus de 3 enfants. Le choix d'avoir 4 enfants ou plus a été intégré à l'option $K=3$ dans le modèle.

17. La modélisation s'appuie sur une proposition de McFadden (1981) généralisant la classe des modèles de choix discrets polytomiques. On a recours à une modélisation polytomique séquentielle afin d'introduire un certain degré de dépendance entre les choix à un même niveau de décision et d'éviter ainsi les implications de l'hypothèse dite de l'indépendance des choix non pertinents.

variables dont la valeur change avec l'option par des *variables instrumentales* permettant de les prédire¹⁸.

Les probabilités (non conditionnelles) que chaque femme observée dans l'échantillon choisisse l'une ou l'autre des huit options de l'arbre de décision sont données par la relation fonctionnelle suivante¹⁹:

$$\begin{aligned} \text{Prob}\{F, K, L\} &= \text{Prob}\{L|F, K\} * \text{Prob}\{K|F\} * \text{Prob}\{F\}, \\ (\text{pour } F = 0, 1; K = 1, 2, 3 \text{ si } F = 1; K = 0 \text{ si } F = 0; L = 0, 1) \end{aligned} \quad (2)$$

Ces probabilités sont évaluées à l'aide des coefficients estimés des fonctions de probabilité de choix à chaque niveau de décision :

$$\text{Prob}\{L = 1|F, K\} = \frac{\exp\{(\alpha_{fk} W_{fk} + \delta_{fk} + Y_{fk} + X_{fk} \beta_{fk}) / (1 - \mu_{fk})\}}{\sum_{m=0}^1 \exp\{(\alpha_{fkm} W_{fk} + \delta_{fk} Y_{fkm} + X_{fk} \beta_{fkm}) / (1 - \mu_{fk})\}}, \quad (3)$$

$$\text{Prob}\{K = k|F\} = \frac{\exp\{(\alpha_f W_{fk} + \delta_f D_{fk} + X_f \beta_{fk} + \Theta_f I_{fk}) / (1 - \mu_f)\}}{\sum_{m=1}^3 \exp\{(\alpha_f W_{fm} + \delta_f D_{fm} + X_f \beta_{fm} + \Theta_f I_{fm}) / (1 - \mu_f)\}}, \quad (4)$$

$$\text{Prob}\{F = f\} = \frac{\exp\{(\alpha W_f + \delta D_f + X \beta_f + \tau I_f)\}}{\sum_{m=0}^1 \exp\{(\alpha W_m + \delta D_m + X \beta_m + \tau I_m)\}}, \quad (5)$$

18. En fait, la forme réduite du modèle ne sert qu'à évaluer les probabilités que chaque observation de l'échantillon se retrouve à l'une ou l'autre des extrémités de l'arbre de décision. Ces probabilités permettent de dériver des termes de correction dont l'utilisation s'avère nécessaire lors de l'estimation d'équations de salaire à l'aide des seules observations sur les femmes qui travaillent et qui ont un nombre donné d'enfants (0, 1, 2 ou 3 ou plus). On doit en effet estimer des équations de salaire des femmes dont les coefficients diffèrent suivant le nombre d'enfants parce que l'approche adoptée requiert une prévision du salaire qu'aurait eu une femme si elle avait choisi d'avoir un nombre d'enfants différent de celui qu'elle a effectivement eu. On peut soutenir que les femmes qui ont eu plusieurs enfants (comparativement à celles qui n'en ont pas eu ou qui n'en ont qu'un) ont dû passer un certain temps hors du marché du travail. Cette absence plus ou moins prolongée aura affecté, du moins temporairement, leur productivité et on peut admettre que le rendement associé à certaines caractéristiques socio-économiques (p.e. l'éducation) différera suivant la longueur de cette absence. L'estimation d'une forme « réduite » permet donc de dériver des termes de correction (inverses du ratio de Mill) pour tenir compte du problème d'autosélection dans les équations de prédiction des salaires des femmes.

19. Pour chaque femme on n'observe évidemment qu'un seul choix, celui où par hypothèse la valeur de l'option en termes d'utilité est la plus élevée.

où $\text{Prob}\{L=1|F,K\}$, $\text{Prob}\{K=k|F\}$ et $\text{Prob}\{F=f\}$ sont respectivement les fonctions de probabilité de participation au marché du travail ($L=1$ ou $L=0$), les fonctions de probabilité d'avoir un nombre donné d'enfants conditionnelles à la décision de fécondité ($F=1$ et $K=1,2,3$) et la fonction non conditionnelle d'observer une femme dans les options de fécondité ($F=0$ ou $F=1$); où, outre les variables explicatives déjà définies, D est le revenu disponible (qui exclut le revenu de travail net de l'épouse) des couples qui varie selon les valeurs prises par K et F ; les a , d , β et ι sont des coefficients estimés attachés aux variables explicatives; alors que les I sont les valeurs des variables d'inclusion et les m des indices de « similarité » des choix selon les niveaux²⁰. Les taux de salaire net associés à chacune des options permettent de mesurer le coût d'opportunité d'avoir 1, 2, 3 enfants ou plus. Les variations du revenu disponible du couple reflètent la variation du nombre d'enfants et les effets différenciés des transferts publics et des mesures fiscales conditionnelles à la présence d'enfants.

Les fonctions de probabilités de la forme réduite pour chacun des niveaux du modèle s'écrivent de façon identique à celles de la forme structurelle avec la différence qu'elles dépendent seulement (outre les variables d'inclusion pertinentes) d'un ensemble de variables socio-économiques dont la valeur ne change pas suivant l'option choisie.

De plus, pour chaque choix ($F=0$ et $K=1,2,3$ si $F=1$), chaque femme fait face à une équation de salaire :

$$W_{jk} = Zf_{jk} + v_{jk}, \quad (6)$$

où les coefficients f_{jk} sont associés aux variables socio-économiques de la forme réduite alors que v_{jk} est un vecteur de termes stochastiques.

Le modèle qui doit être estimé se compose des équations structurelles (3), (4) et (5), de leur contrepartie de forme réduite et des équations stochastiques de prévision des salaires (6). Lorsque l'estimation est faite séquentiellement il en résulte une perte d'efficacité (voir par exemple Brownstone et Small, 1989). Pour éviter ce problème, les différentes fonctions de probabilité de type « logit » des trois niveaux du modèle sont estimés simultanément, pour les formes réduite et structurelle, par une procédure de maximum de vraisemblance à information complète.

La première étape consiste à estimer les équations de la forme réduite des trois niveaux. À la deuxième étape, on estime par MCO les équations de prévision des salaires bruts en utilisant des variables de sélection construites à l'aide des probabilités obtenues à partir des coefficients des formes réduites associées à chacun des niveaux de l'arbre de décisions. Les coefficients estimés des équations de salaire permettent de prédire pour chacune des femmes observées dans l'échantillon un taux de salaire hebdomadaire brut (non conditionnel à la parti-

20. Un modèle séquentiel de choix discrets comprend des valeurs d'inclusion. Voir McFadden (1984) pour une explication du rôle joué par ces variables dans le modèle.

cipation au marché du travail) pour chacune des options. Le calculateur des impôts transforme ce taux de salaire brut en taux de salaire net et calcule le revenu hors travail net virtuel pour chaque femme. Enfin, en dernière étape, les équations structurelles sont estimées. Toutes les variables économiques du modèle, y compris celles de la forme réduite, sont en termes réels²¹.

2.2 Données et échantillon

L'échantillon est construit à l'aide de neuf bandes de micro-données de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada réalisée en 1976, 1978, 1980, 1982, 1983, 1985, 1986, 1987 et 1988 et portant sur le revenu (de l'année antérieure) des familles économiques. Dans un premier temps on a retenu seulement les familles qui répondaient aux critères suivants : les couples « mariés »²² avec ou sans enfant(s) célibataire(s) dont l'épouse était âgée de 23 à 40 ans²³ au moment de l'enquête²⁴.

L'estimation des coefficients de la forme structurelle du modèle implique l'utilisation de taux de salaire et de revenus disponibles qui soient nets d'impôts pour tous les couples de l'échantillon. La procédure pour obtenir ces variables fut d'abord de prédire des taux de salaire brut pour les épouses dans chacune des situations pertinentes ($K=0,1,2,3$) à l'aide d'équations de salaire spécifiques, estimées en tenant compte explicitement du problème d'autosélection et enfin, de calculer des taux de salaire et des revenus disponibles nets d'impôt à l'aide d'un programme permettant de calculer les impôts payés. Ce dernier reproduit l'ensemble des paramètres de la fiscalité des particuliers en vigueur au palier fédéral et au palier du Québec pour chacune des années. C'est-à-dire les dispositions fiscales relatives aux revenus assujettis aux impôts personnels, aux déductions (dont celles relatives aux frais de garde), aux exemptions personnelles, aux allocations familiales, au crédit d'impôt remboursable pour enfants à charge ainsi qu'aux barèmes d'imposition. Le programme permet donc de cal-

21. Comme l'échantillon est construit à partir des Enquêtes portant sur les années 1975 à 1987, les salaires bruts sont prédits en dollar constant de 1987. Ensuite, les salaires bruts sont convertis en salaires nominaux à l'aide de l'indice de prix des dépenses personnelles afin d'être soumis au calculateur des impôts et transformés en salaires nets réels. *Mutadis mutandis*, la même procédure s'applique aux revenus hors travail et aux revenus disponibles.

22. L'enquête considère comme mariés les couples qui vivent en union consensuelle, ce qui peut introduire un biais dans l'estimation des revenus nets de l'époux dans la mesure où on reconnaît dans le calcul de ses impôts la présence d'une exemption de personne mariée à laquelle il n'a pas droit légalement.

23. L'espace des choix pour quelques familles devait être restreint dans la mesure où on n'observe pas dans l'échantillon de très jeunes femmes « mariées » de 16 à 22 ans ayant eu 3 enfants ou plus. Afin de ne pas compliquer la programmation du modèle par des restrictions supplémentaires, on a choisi d'éliminer les familles dont l'épouse avait moins de 23 ans.

24. Après l'exclusion des familles qui présentent des caractéristiques très spécifiques (celles dont l'épouse était « en permanence incapable de travailler »; celles dont le chef - le mari - avait travaillé moins d'une semaine ou avait un revenu de travail inférieur à 1\$ ou était en permanence incapable de travailler) il reste 14 483 familles constituant l'échantillon (soit 1635, 1676, 1726, 1691, 1670, 1573, 1524, 1361 et 1627 familles respectivement pour les années de revenu 1975, 1977, 1979, 1981, 1982 et 1984 à 1987). Lors de l'estimation, 1 « dossier » sur 3 a été retenu de façon aléatoire, pour limiter le temps de calcul sur ordinateur central.

culer les impôts et les taux marginaux d'imposition de l'épouse et de l'époux²⁵. En outre, il est conçu de façon à pouvoir calculer le revenu hors travail (virtuel) net de l'épouse lorsque le nombre de semaines de travail est nul (dans le cas des non-travailleuses)²⁶ et égal au nombre minimal de semaines requis pour que l'époux ne puisse plus bénéficier même partiellement de l'exemption de personne mariée (dans le cas des travailleuses)²⁷.

2.3 Résultats de l'estimation du modèle

Le tableau 1 présente les résultats de l'estimation des coefficients du modèle²⁸. Comme les options de référence selon les niveaux de décision sont le fait de *ne pas participer* au marché du travail (niveau *L*), le fait d'*avoir un seul enfant* (niveau *K*) et le fait de *ne pas avoir d'enfant* (niveau *F*), le signe des coefficients indique dans quel sens (positif ou négatif) varient la probabilité de *participer au marché du travail*, d'*avoir deux ou trois enfants (ou plus)* et d'*avoir au moins un enfant*.

Les variables explicatives se divisent en deux groupes (la définition empirique des variables est présentée en annexe), soit les variables socio-économiques dont les valeurs restent inchangées selon les niveaux de décision et les variables économiques dont la valeur change selon l'option.

2.3.1 Effets des variables socio-économiques

Au niveau de décision *L*, il ressort que les variables relatives au statut de la participation passée (*PPT*) au marché du travail sont très significatives et ont un effet non ambigu : les femmes qui ont participé au marché du travail comme travailleuse à temps plein ou à temps partiel l'année précédente ont une probabilité élevée de travailler durant l'année en cours. La continuité de la participation (ou l'absence de participation) au marché du travail dans le temps est une caractéristique très souvent observée du comportement des femmes. En prenant en considération le statut sur le marché du travail au cours de l'année précédente on tient compte dans une certaine mesure de la dépendance d'état, de l'hétérogénéité non observable et de toute continuité (autocorrélation) dans le comportement.

25. On a fait l'hypothèse que l'époux bénéficiait des exemptions personnelles pour personnes à charge quand son revenu était plus élevé que celui de son épouse.

26. Le revenu hors travail virtuel de l'épouse est donné par l'intersection de sa contrainte budgétaire linéarisée à un nombre donné de semaines de travail et l'axe du revenu disponible. C'est un concept technique utilisé dans la mesure de l'impact du revenu de propriété (qui ne dépend pas des heures de travail) sur la propension à travailler.

27. L'Enquête ne rapporte pas le nombre d'heures habituellement travaillées durant la semaine mais seulement le nombre de semaines travaillées durant l'année de référence. Dans ce cas, seuls des taux de salaire hebdomadaire peuvent être calculés pour l'époux et l'épouse.

28. Le tableau A1 présente les variables et les coefficients estimés pour chacun des niveaux de la forme réduite du modèle. On ne commentera pas ces estimations dans la mesure où elles ont une portée limitée. Les variables socio-économiques retenues sont celles qui sont conventionnellement utilisées pour traduire les différences de préférence et de productivité domestique (sur le marché du travail) ainsi que les déterminants du coût des enfants ou du coût d'opportunité d'avoir des enfants. Le tableau A2 présente les estimations des équations de salaire avec variables de sélection construites à l'aide de la forme réduite. La procédure suivie pour la correction des biais de sélection est celle proposée par Lee (1983) et appliquée par Trost et Lee (1984).

TABLEAU 1

ESTIMATION PAR MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DE LA FORME STRUCTURELLE DU MODÈLE: NIVEAU *L* VARIABLE DÉPENDANTE $Y_L=0,1$; NIVEAU *K*, VARIABLE DÉPENDANTE $Y_K=1,2,3$; NIVEAU *F*, VARIABLE DÉPENDANTE $Y_F=0,1$; QUÉBEC, 1975-1987

Variables	Coefficients (statistiques t)							
	NIVEAU <i>L</i>				NIVEAU <i>K</i>			NIVEAU <i>F</i>
	0 Enfant	1 Enfant	2 Enfants	3 Enfants +	1 Enfant	2 Enfants	3 Enfants	0 Enfant Enfants
CONSTANTE	-2,534 (2,49)b	-5,428 (5,83)a	-5,667 (6,15)a	-5,682 (5,10)a		-14,64 (9,60)a	-19,32 (9,51)a	-8,031 (4,03)a
ÉPOUSE								
ÂGE	-0,445 (1,43)	0,453 (1,82)c	0,527 (2,30)b	0,578 (2,00)b		9,076 (9,54)a	10,804 (8,63)a	6,377 (5,08)a
ÂGEC						-1,278 (8,44)a	-1,408 (7,24)a	-1,127 (5,83)a
ÉD	0,154 (4,25)a	0,107 (3,60)a	0,117 (4,79)a	0,085 (2,94)a		-0,013 (0,56)	-0,067 (2,69)a	-0,021 (0,60)
PPT	3,829(12,66)a	4,069(18,28)a	4,493(27,77)a	4,493(27,40)a		-0,699 (4,91)a	-1,177 (6,81)a	0,050 (1,13)
ICOH	-0,009 (0,33)	-0,057 (2,57)b	-0,034 (1,77)	-0,010 (0,39)		-0,002 (0,07)	0,024 (0,56)	0,050 (1,13)
NWK					0,097 (0,47)	0,097 (0,47)	0,097 (0,47)	
NWK								-0,681 (2,16)b
NWI	-0,030 (0,48)	0,041 (0,48)	0,025 (0,38)	0,128 (1,42)		-0,094 (0,86)	-0,177 (1,29)	-0,681 (2,16)b
TCHÔM	0,034 *0,83)	0,067 (1,59)	0,019 (0,42)	-0,032 (0,57)				-0,415 (2,07)b
FAMILLE								
RÉG 2-3						-0,014 (0,14)	0,228 (1,76)c	0,260 (2,25)b
RÉG 4						0,006 (0,06)	0,496 (3,97)a	0,562 (4,34)a
C 7-15		1,437 (8,77)a	1,273 (8,71)a	0,601 (3,14)a				
C 16-24		3,004 (6,87)a	1,973 (4,56)a	-0,578 (0,67)				-2,034 (3,53)a
NU1	0,171 (1,45)	-0,055 (0,68)	-0,185 (2,88)a	-0,073 (0,87)		-0,217 (0,77)	-0,819 (1,35)	-2,034 (3,53)a
NUL	-1,636 (1,85)b	-1,024 (1,71)c	-0,636 (1,85)c	-0,154 (3,97)a				
NULD	-0,171 (2,24)b	0,051 (0,98)	-0,012 (0,30)	0,015 (0,87)				
NUK					1,626 (1,83)c	1,626 (1,83)c	1,626 (1,83)c	
NUF								-1,417 (1,80)c
AN75-79						-0,329 (1,07)	-0,193 (0,53)	-0,046 (0,13)
AN81-82						-0,232 (1,26)	-0,072 (0,33)	0,094 (0,45)
VINCK					0,999 (6,31)a	1,000 (5,81)a	1,000 (4,33)a	
VINCF								1,000 (5,59)a
Nombre d'observations	993	1 194	1 856	1 015	5 071			5 058

NOTES: Les 91 coefficients des variables explicatives sont estimés simultanément. Options de référence: au niveau *L*: ne travaille pas et ne cherche pas un emploi; au niveau *K*: un enfant; au niveau *F*: sans enfant. Catégories de référence: n'a pas travaillé l'année précédente comme travailleuse rémunérée ou autonome; *RÉG 1* (vivant dans un grand centre urbain de 100 000 habitants ou plus); *CO-7* (catégorie d'âge de l'enfant le plus jeune moins de 7 ans); *AN84-87* (années 1984-1987).

Statistiques t: coefficient statistiquement différent de zéro au niveau de confiance: (a) de 1% si $t > 2,576$; (b) de 5% si $t > 1,960$ et (c) de 10% si $t > 1,645$.

Logarithme de la fonction de vraisemblance = -6 609.

Comme on peut s'y attendre, lorsque le plus jeune enfant est âgé de 7 ans à 24 ans (*C7-15*; *C16-24*) plutôt que de 0 à 6 ans (la catégorie de référence) la probabilité de participer au marché du travail s'accroît. Prendre soin d'enfants est une activité particulièrement intensive en temps lorsqu'ils sont jeunes. La variable de scolarité (*ÉD*) a toujours l'effet auquel on peut s'attendre : plus les femmes sont scolarisées plus leur probabilité de participation au marché du travail s'en trouve accrue. Les effets de ces variables sont statistiquement très significatifs. La probabilité de participer au marché du travail croît avec l'âge des femmes lorsqu'elles ont un enfant ou plus et diminue pour les femmes sans enfant. L'effet inverse est observé relativement aux variables de « générations » (*COHT*) - variable définie par le groupe de femmes dont l'année de naissance est identique - qui ont des coefficients négatifs mais pour la plupart non significatifs. C'est-à-dire que la probabilité de participation diminue au fur à mesure que l'année de naissance des femmes s'éloigne dans le temps. Alors que cette probabilité diminue généralement lorsque le taux de chômage (*TCHÔM*) augmente ; bien que la plupart des coefficients de ces dernières variables ne sont pas significatifs²⁹.

Au niveau de décision *K*, les variables d'âge (âge et âge au carré) captent l'évolution du nombre d'enfants dans les familles au cours de leur cycle vital. Leurs coefficients, respectivement positifs et négatifs et statistiquement significatifs, reflètent l'augmentation de la probabilité d'avoir plus d'un enfant suivant l'âge de l'épouse. La variable de la participation passée au marché du travail exerce un effet significatif et négatif sur la probabilité d'avoir plus d'un enfant. L'effet du niveau de la variable de scolarité (*ÉD*) est de réduire fortement la probabilité d'avoir trois enfants (ou plus) plutôt qu'un seul, mais ne semble pas affecter la probabilité d'en avoir deux. La probabilité (non significative) d'observer une femme avec un enfant de parité deux (trois) décroît (croît) à mesure que « l'âge » de la génération de cette femme (*COHT*) augmente dans le temps³⁰.

Les coefficients des variables liées avec la taille de la population dans la région de résidence (*RÉG 2-3*; *RÉG 4*) montrent que la probabilité d'avoir trois enfants ou plus augmente lorsque la famille vit dans une région autre que celle de la catégorie de référence (100 000 habitants ou plus). Ces variables peuvent s'interpréter comme la traduction des « préférences » pour les enfants des familles vivant dans ces régions ; ou encore, comme un indice du niveau des dépenses nécessaires pour élever des enfants dans ces régions (disponibilité,

29. Les autres variables de contrôle (la langue maternelle de l'épouse, la taille de la région de résidence, les variables dichotomiques d'année) utilisées dans la forme réduite de ce niveau furent ignorées dans l'estimation de la forme structurelle par parcimonie et parce que leurs coefficients étaient rarement significatifs lors des premières spécifications.

30. Selon les estimations préliminaires, les coefficients des variables de la langue maternelle de l'épouse qui auraient pu capter des différences culturelles entre les personnes parlant français, anglais ou d'autres langues étaient aussi non significatifs.

qualité ou proximité de garderies, d'écoles et de services médicaux). Les coefficients des variables dichotomiques qui tiennent compte du groupe d'année de l'enquête (*AN*) ne sont pas significatifs.

Enfin, au niveau de décision *F*, les résultats montrent que les variables mentionnées plus haut ont en général un effet analogue et plutôt fortement significatif (sauf pour la variable de scolarité) sur la probabilité d'avoir au moins un enfant plutôt que de ne pas en avoir³¹.

2.3.2 Effets des variables économiques

L'ensemble des variables économiques en comprend huit. Deux d'entre elles apparaissent à tous les niveaux de l'arbre de décision et prennent des valeurs identiques à chacun des niveaux. Ce sont le salaire net prédit de l'épouse (*NWI*) et le revenu disponible de la famille³² (*NUI*) évalués dans la situation où le couple n'aurait qu'un seul enfant. Ces variables fournissent une mesure *interfamiliale* du coût de l'enfant (le prix implicite du temps de l'épouse) et des ressources dont disposeraient les familles si elles étaient de taille semblable.

La théorie économique suggère que les coefficients associés à la variable *NWI* devraient être positifs au niveau *L* et négatifs aux niveaux *F* et *K*: la probabilité que l'on trouve au moins un enfant dans la famille ou qu'elle en comporte deux ou trois plutôt qu'un, devrait diminuer lorsque le taux de salaire net de la mère s'accroît alors que la probabilité qu'elle travaille devrait augmenter. La théorie suggère également que le coefficient de la variable *NUI* au niveau *L* devrait être négatif et positif au niveau *F*: plus le revenu disponible de la famille est élevé, plus les probabilités qu'elle comprenne au moins un enfant et que la mère ne travaille pas devraient être grandes. Au niveau *K*, la prédiction est ambiguë puisqu'une hausse du revenu disponible peut être associée aussi bien à une diminution qu'à une augmentation du nombre d'enfants observé dans les familles³³. Dans le premier cas, la hausse du revenu disponible accroît davantage la demande de la « qualité » que celle de la quantité d'enfants.

Le modèle comporte six autres variables qui prennent des valeurs différentes selon les options à chaque niveau de décision. Deux d'entre elles permettent de mesurer le revenu hors travail (virtuel) de l'épouse au niveau *L* dans les options de la participation et de la non-participation au marché du travail (*NUL*). Toutes choses étant égales par ailleurs, une hausse du revenu hors travail (virtuel) dans l'option de la participation au marché du travail devrait augmenter la probabilité

31. Le même modèle estimé pour le Canada (avec des variables dichotomiques pour tenir compte des groupes de provinces) seulement (voir Brouillette, Felteau et Lefebvre, 1992a) conduit à des résultats similaires pour les variables socio-économiques, avec comme résultat que le Québec (Colombie-Britannique) influence négativement (positivement) la probabilité d'avoir plus d'un enfant (au moins un enfant) au Canada.

32. Le revenu net de l'épouse est exclu du revenu disponible de la famille.

33. Cette observation constitue un « fait stylisé » de l'analyse empirique en démographie économique (Felteau et Lefebvre, 1993a).

de participer alors qu'une hausse du revenu hors travail (virtuel) dans l'option de la non participation la diminue. Cette distinction entre le revenu hors travail selon les deux options est possible parce qu'on a explicitement supposé que la contrainte budgétaire des épouses était linéaire et segmentée. Le taux de salaire net (revenu hors travail) associé au premier segment est en général plus faible (plus élevé) que le taux de salaire net (revenu hors travail virtuel) associé au second à cause de l'existence de l'exemption de personne mariée. Cette exemption, habituellement obtenue par l'époux, implique que les gains de travail de l'épouse vont être imposés au taux marginal d'imposition des gains de l'époux aussi longtemps que le montant de l'exemption n'est pas épuisé. Par conséquent, les coefficients associés aux variables de revenu de salaire net et de revenu hors travail devraient tous être positifs parce qu'une hausse du salaire net et du revenu hors travail entraînent une augmentation de l'utilité *indirecte* dans l'option de la participation. Par ailleurs, une hausse du revenu hors travail dans l'option de la non-participation entraîne une hausse de l'utilité *directe*. À ce niveau, les coefficients associés aux variables de salaire net et de revenu hors travail devraient tous être positifs.

Deux autres variables représentent le taux de salaire net de l'épouse dans chacune des situations correspondant aux options du niveau *K* (*NWK*) et du niveau *F* (*NWF*). Les deux dernières variables représentent le revenu disponible dont bénéficierait la famille dans des circonstances identiques (*NUK* et *NUF*)³⁴. Ces variables permettent de mesurer les effets des variations *intrafamiliales* (c'est-à-dire au sein d'une même famille) du coût d'opportunité du temps de la mère et des ressources disponibles résultant du choix des différentes options, sur la probabilité de choisir ces options.

Au niveau *K*, une augmentation du salaire net de l'épouse dans l'option *K=2* relativement à l'option *K=1* représente une hausse du coût d'opportunité d'avoir un enfant supplémentaire ; ce qui devrait réduire la probabilité d'avoir cet enfant et le coefficient associé à la variable *NWK* devrait être négatif. Par ailleurs, une hausse du revenu disponible de la famille dans l'option *K=2* relativement à l'option *K=1* reflète uniquement l'accroissement des transferts et la baisse des impôts personnels consécutifs à l'augmentation de la taille de la famille ; ce qui devrait accroître la probabilité d'avoir deux enfants plutôt qu'un et le coefficient

34. Le salaire net de l'épouse varie selon les options aux niveaux de décision *F* et *K* parce que les salaires nominaux des femmes sont prédits à l'aide d'équations dont les coefficients diffèrent suivant le nombre d'enfants dans la famille et parce que le taux marginal d'imposition du revenu dépend aussi de cette variable (via la déduction pour frais de garde). Le revenu disponible de la famille (qui exclut les gains de travail nets de l'épouse mais inclut les paiements de transfert) dépend également du nombre d'enfants parce que les prestations associées à plusieurs programmes tels les allocations familiales et le crédit d'impôt remboursable pour enfants varient en fonction de la taille de la famille.

de la variable *NUK* devrait être positif³⁵. Des raisonnements identiques permettent d'établir que les coefficients des variables *NWF* et *NUF* devraient être respectivement négatif et positif. Les résultats de l'estimation du modèle nous suggèrent les observations suivantes :

1. Nos estimations indiquent, bien que plusieurs de ces coefficients sont non significatifs, qu'en général, une hausse du taux de salaire de l'épouse (*NWI*) augmente sa probabilité de participation au marché du travail. Quant au revenu disponible relatif de la famille (*NUI*), une hausse entraîne une diminution (coefficient non significatif) de la probabilité que l'épouse travaille (sauf si elle n'a pas d'enfant) et qu'elle ait deux ou trois enfants si elle en a déjà un. Pour les autres variables, on observe, toujours au niveau *L*, que les quatre coefficients estimés des variables de revenu hors travail (*NUL*) sont négatifs et statistiquement significatifs³⁶. Ce résultat indique qu'une augmentation du niveau de la variable de revenu hors travail dans l'option de la participation par rapport à celui de la variable associée à l'option de la non participation diminue la probabilité qu'ont les épouses de travailler lorsqu'elles ont des enfants.

2. Une hausse du salaire net de l'épouse (provenant d'une plus grande productivité sur le marché du travail et non de la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille) est associée à une diminution des probabilités d'avoir au moins un enfant et d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul : ce qui est conforme aux prédictions de la théorie bien que les coefficients de la variable pertinente ne soient pas tous statistiquement significatifs. (Variable *NWI*).

3. Une hausse du salaire net de l'épouse (provenant de la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille plutôt que d'une plus grande productivité) est associée à une diminution de la probabilité d'avoir au moins un enfant mais à une hausse de la probabilité d'en avoir deux ou trois plutôt qu'un seul : résultats contradictoires mais conformes à la théorie au niveau de décision *F*. (Variables *NWF* et *NWK*).

35. Le signe du coefficient de la variable *NUI* est indéterminé : une augmentation (interfamiliale) du revenu disponible de la famille qui proviendrait d'un accroissement du revenu de travail net de l'époux, peut être associée à une diminution ou à une augmentation du nombre d'enfants. Cette hausse affecte à la fois les prix de la quantité et de la qualité des enfants et peut entraîner une baisse du nombre et une augmentation de la qualité des enfants demandés. Par contre, le signe du coefficient de la variable *NUK* n'est pas indéterminé : une hausse (intrafamiliale) du revenu disponible qui résulte d'une augmentation du niveau des aides monétaires associées au deuxième ou au troisième enfant, devrait entraîner une hausse du nombre d'enfants. Cette variation du revenu disponible diminue le prix de la quantité sans affecter le prix de la qualité des enfants.

36. Pour certaines femmes, les niveaux du revenu hors travail dans les deux options sont similaires. Dans ces cas, le salaire prédit est tellement faible qu'elles devraient en principe travailler plus de 52 semaines par année pour faire perdre à leur époux entièrement l'exemption de personne mariée. La variable dichotomique (*NULD*), liée au niveau de revenu hors travail virtuel de l'épouse, tient compte de ces cas. Le signe attendu du coefficient de cette variable est indéterminé.

4. Une hausse du revenu disponible de la famille (provenant d'un accroissement du revenu de l'époux plutôt que de la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille) est associée à une diminution des probabilités d'avoir au moins un enfant et d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul. La première observation va à l'encontre des prédictions de la théorie alors que la seconde nous permet de conclure que les variations du revenu disponible affectent davantage la demande de la qualité des enfants que celle de leur nombre. (Variable *NUI*).

5. Une hausse du revenu disponible de la famille (provenant de la présence d'un plus grand nombre d'enfants dans la famille plutôt que d'un accroissement du revenu de l'époux) entraîne une diminution de la probabilité d'avoir au moins un enfant mais une hausse de la probabilité d'en avoir deux ou trois plutôt qu'un seul. Ce dernier résultat, statistiquement significatif, est conforme aux prédictions du modèle alors que le premier va à l'encontre de ces mêmes prédictions. (Variables *NUF* et *NUK*).

Au niveau de décision *K*, les résultats empiriques appuient généralement l'idée qu'une augmentation du salaire net de l'épouse et du revenu de travail de l'époux exercent un effet négatif sur la fécondité alors qu'une augmentation des aides monétaires (fiscales et directes) conditionnelles à la présence et au nombre d'enfants dans la famille, exercent un effet positif sur cette même variable.

Au niveau de décision *F*, les résultats empiriques concernant l'impact des aides monétaires sur la fécondité sont en désaccord avec les prédictions de la théorie et les résultats obtenus au niveau *K*³⁷. Ces résultats contradictoires apparaissent difficilement réconciliables³⁸ mais ils suggèrent que la décision d'avoir des enfants plutôt que de ne pas en avoir peut ne pas répondre de la même façon aux aides monétaires que la décision portant sur le nombre d'enfants pour les couples qui choisissent d'en avoir au moins un.

2.4 Limites du modèle statique

L'estimation d'un modèle statique donne des résultats intéressants, généralement conformes (au niveau de décision *K*) aux prédictions de la théorie. Lorsqu'on analyse ces résultats et lorsqu'on utilise les coefficients du modèle pour réaliser des simulations de modifications de politiques, on doit cependant garder à l'esprit certaines limites inhérentes à l'utilisation de ce type de modèle.

37. Deux attitudes peuvent être adoptées face à ces résultats contradictoires. La première consiste à ignorer les résultats associés au niveau de décision *F*. La seconde, plus prudente, nous suggère de considérer avec circonspection les résultats obtenus au niveau *K*. En principe, une augmentation de la probabilité qu'un couple ait deux ou trois enfants plutôt qu'un seul à la suite d'une hausse des paiements de transferts n'est pas incompatible avec une incapacité de ce type de politique de convaincre des couples sans enfant d'en avoir. Cependant, on comprend mal comment une hausse des allocations familiales pourrait entraîner une diminution de la probabilité que des couples sans enfant en aient au moins un.

38. On ne peut évidemment exclure la possibilité que ce problème résulte d'une spécification inadéquate du processus de décision des couples ou de l'utilisation d'observations tirées de coupes transversales plutôt que des données longitudinales ou rétrospectives.

Dans ce modèle, on fait implicitement l'hypothèse que les couples connaissent l'évolution future de la fiscalité personnelle et des paiements de compensation des charges familiales. Cela provient de ce que l'on utilise les valeurs courantes (au moment de l'enquête) des paramètres de la fiscalité et des programmes de compensation comme mesures approximatives des valeurs perçues par les parents lors de la conception des enfants, survenue dans certains cas, plusieurs années auparavant. Cela soulève la possibilité d'erreurs de mesure qui devraient être plus importantes pour les femmes relativement âgées de l'échantillon, particulièrement si le degré de compensation des charges familiales et sa modulation selon le rang de l'enfant ont beaucoup varié dans le temps. Cependant, comme dans tous les cas de variables explicatives mesurées de façon erronée, les coefficients de ces variables devraient être biaisés vers 0 et l'effet mesuré des paiements de compensation sur les variables de fécondité du modèle serait nul. C'est le cas des coefficients de plusieurs variables de salaire net et de revenu disponible mais non du coefficient de la variable *NUK* dont les niveaux dépendent étroitement de la fiscalité personnelle et des aides monétaires liées à la présence d'enfants dans la famille.

De plus, il ne faut pas oublier que ce modèle est estimé à l'aide de données provenant de coupes transversales plutôt qu'avec des données longitudinales ou rétrospectives. Cela introduit la possibilité de biais potentiellement importants résultant de l'attribution à des variables présentes dans le modèle de l'influence exercée sur la fécondité par d'autres variables *non observables* spécifiques aux couples.

Finalement, on ajoutera que les politiques publiques peuvent affecter la fécondité par l'entremise de l'influence exercée sur la formation et la dissolution des couples. Ce canal de transmission ne peut être exploré dans la présente étude parce qu'elle est réalisée uniquement avec des couples. La décision de former un couple et celle de le dissoudre n'appartiennent pas à l'ensemble des choix dont les déterminants sont analysés³⁹.

2.5 Analyse de sensibilité des coefficients du modèle

Étant donné le nombre élevé de variables économiques présentes dans le modèle et l'importance prise par les coefficients de ces variables lors des simulations, il peut s'avérer intéressant d'évaluer la robustesse de ces coefficients à des changements mineurs de la spécification du modèle. Le tableau 2 présente

39. On doit aussi mentionner certains points d'ordre technique. Premièrement, l'estimation du modèle requiert que soient faites certaines hypothèses relativement à l'indépendance des variables non observables influençant (termes résiduels associés à) chacun des choix. Ces hypothèses sont moins restrictives que celles qui devraient être faites si l'on estimait les coefficients d'un modèle logistique conventionnel mais il est difficile d'évaluer jusqu'à quel point les résultats obtenus leur sont attribuables. De plus, le relâchement de ces hypothèses rendrait techniquement très difficile l'estimation du modèle. Deuxièmement, les écarts-type des coefficients du modèle ne sont pas « corrigés » de façon à tenir compte du fait que certaines variables (salaire de l'épouse, revenu disponible de la famille) sont prédites plutôt que directement observées. Il s'ensuit que la précision des estimations des coefficients de certaines variables ne peut être évaluée adéquatement, les méthodes conventionnelles utilisées pour le faire n'étant pas applicables dans le cadre du présent modèle.

TABLEAU 2

COEFFICIENTS DES VARIABLES ÉCONOMIQUES DU MODÈLE STATIQUE SOUS TROIS
SPÉCIFICATIONS DIFFÉRENTES

Analyse de sensibilité des coefficients des variables économiques (Statistiques t asymptotiques entre parenthèses)			
	Modèle A ¹	Modèle B ²	Modèle C ³
Niveau <i>K</i>			
<i>NUK</i> ⁴	1.626 (1.83)c	2.312 (6.62)a	0.885 (2.70)a
<i>NUI(K=2)</i> ⁵	-0.217 (0.77)	0.593 (4.35)a	-0.181 (1.57)
<i>NUI(K=3)</i>	-0.819 (1.35)	-0.160 (1.32)	-0.471 (3.74)a
<i>NWK</i> ⁶	0.097 (0.47)	-0.016 (0.15)	0.138 (1.25)
<i>NWI(K=2)</i> ⁷	-0.094 (0.86)	-0.197 (2.59)a	-0.097 (1.18)
<i>NWI(K=3)</i>	-0.177 (1.29)	-0.309 (3.25)a	0.028 (0.32)
Niveau <i>F</i>			
<i>NUF</i> ⁸	-1.417 (1.80)c	-1.021 (1.08)	-0.185 (0.20)
<i>NUI(F=1)</i> ⁵	-2.034 (3.53)a	-2.118 (5.86)a	-1.259 (4.16)a
<i>NWF</i> ⁹	-0.681 (2.16)b	-0.234 (1.11)	-0.040 (0.20)
<i>NWI(F=1)</i> ⁷	-0.415 (2.07)b	-0.181 (1.49)	-0.114 (1.42)
Observations	5058	4510	5212

NOTES:

- 1 Femmes (23-40 ans) avec la variable « Âge de l'enfant le plus jeune » au niveau *L*
 - 2 Femmes (23-40 ans) sans la variable « Âge de l'enfant le plus jeune » au niveau *L*
 - 3 Femmes (23-32 ans) sans la variable « Âge de l'enfant le plus jeune » au niveau *L*
 - 4 Revenu disponible de la famille excluant le revenu net de l'épouse (variant avec le nombre d'enfants dans la famille)
 - 5 Revenu disponible de la famille excluant le revenu net de l'épouse (dans le cas où la famille ne comprendrait qu'un seul enfant)
 - 6 Salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse (variant avec le nombre d'enfants dans la famille)
 - 7 Salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse (dans le cas où la famille ne comprendrait qu'un seul enfant)
 - 8 Revenu disponible de la famille excluant le revenu net de l'épouse (variant suivant la présence ou non d'enfant(s) dans la famille)
 - 9 Salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse (variant suivant la présence ou non d'enfant(s) dans la famille)
- a Statistiquement différent de 0 au niveau de signification de 1% ($t > 2.576$)
b Statistiquement différent de 0 au niveau de signification de 5% ($t > 1.960$)
c Statistiquement différent de 0 au niveau de signification de 10% ($t > 1.645$)

les coefficients des variables de salaire net et de revenu disponible obtenus lors de l'estimation de deux variantes du modèle de base.

La première colonne (modèle A) de ce tableau reproduit, pour fins de comparaisons, les coefficients du modèle de base dont les implications ont été analysées plus haut. La seconde (modèle B) présente les coefficients obtenus lors de l'estimation d'un modèle identique au premier sauf pour ce qui est de la présence de la variable « Âge de l'enfant le plus jeune » au niveau de décision *L*. Finalement, la troisième colonne (modèle C) présente les coefficients associés à l'estimation du modèle B à l'aide des seules observations sur les femmes âgées de 23 à 32 ans⁴⁰.

On note que les signes des coefficients sont à peu près identiques d'un modèle à l'autre mais que leurs valeurs et la précision avec laquelle on les mesure varient généralement beaucoup. Deux remarques plus particulières sont dignes d'intérêt. Premièrement, le coefficient de la variable *NUK* (qui permet de mesurer l'effet des aides monétaires sur la probabilité d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul) est systématiquement positif et statistiquement différent de 0 : ce qui démontre que le signe et, dans une moindre mesure, la valeur du coefficient sur lequel reposent principalement les simulations de la section suivante sont relativement robustes à des changements mineurs de la spécification du modèle.

On remarque également que les valeurs numériques des coefficients des variables de revenu disponible et de salaire net diminuent (en valeur absolue) lorsqu'on estime le modèle avec les seules observations portant sur des jeunes femmes (23 à 32 ans) plutôt qu'avec l'échantillon complet. Les décisions de fécondité des femmes appartenant aux générations les plus récentes semblent dépendre de moins en moins du revenu de leur conjoint et des paiements de transfert. La participation plus active au marché du travail de ces femmes relativement à celle de leurs aînées contribuerait à affranchir davantage leurs décisions de fécondité des contraintes financières familiales et des politiques publiques. De plus, cette participation plus active au marché du travail conjuguée à des politiques publiques plus généreuses en matière de subvention des frais de garde d'enfants contribueraient à faire du salaire de la mère une variable qui représente de moins en moins adéquatement le coût monétaire et temporel des enfants⁴¹.

40. Ces variantes du modèle initial ne sont pas le fruit du hasard. D'une part, on peut s'objecter à la présence de la variable « Âge de l'enfant le plus jeune » au niveau *L* dans le modèle de base en arguant que cette variable introduit potentiellement un problème d'endogénéité lors de l'estimation des coefficients des niveaux supérieurs. D'autre part, on utilise les valeurs courantes (au moment de l'enquête) des paramètres du régime fiscal et des aides monétaires à la naissance et au soutien des enfants comme mesures approximatives des valeurs de ces mêmes paramètres perçues par les parents lors de la mise au monde des enfants, probablement plusieurs années auparavant. Cela soulève la possibilité d'erreurs de mesure qui devraient être plus importantes pour les femmes (relativement) âgées de l'échantillon. D'où la variante (modèle C) qui consiste à réestimer le modèle B avec un échantillon composé des seules femmes âgées de 23 à 32 ans de façon à diminuer l'acuité de ces erreurs de mesure.

41. Heckman et Walker (1990) observent le même phénomène avec un échantillon de femmes suédoises appartenant à différentes générations dans le contexte de l'estimation d'un modèle de la durée des intervalles entre les naissances.

3. LA POLITIQUE DE COMPENSATION DES CHARGES FAMILIALES: OBJECTIF, PRINCIPES ET QUESTIONS

À l'heure actuelle, la politique de compensation québécoise n'a pas clairement choisi entre la logique de la compensation et celle de l'incitation⁴². Les mesures adoptées sont souvent hybrides, empruntant à l'une ou l'autre logique. Il découle de cette analyse que différents arbitrages doivent être faits relativement aux moyens utilisés.

Les trois choix suivants font historiquement partie de l'univers des interventions de la politique familiale canadienne.

1. *Aide positive versus aide normative: exemption fiscale ou allocation familiale.* Il devrait être clair qu'une exemption fiscale emprunte à la conception de la compensation horizontale: la valeur de l'aide varie avec le revenu puisqu'elle dépend du niveau de revenu lorsque la taxation est progressive. Cependant, en proportion du revenu, la valeur fiscale de l'exemption décroît sauf si la taxation est à taux proportionnel. En revanche, une allocation familiale non imposée emprunte à la logique de la compensation horizontale mais normative: l'aide ne varie pas avec le revenu. On s'attend donc à ce qu'à dépense égale une exemption fiscale devrait mieux correspondre au coût de l'enfant et être plus incitative au plan de la natalité, toutes choses égales par ailleurs.

2. *Progressivité versus dégressivité en fonction du rang de l'enfant: la problématique du 3e enfant et la logique de l'incitation.* Il y a tout lieu de penser, malgré certaines nuances en ce qui touche le troisième enfant, que le coût d'un enfant diminue au fur et à mesure que le nombre d'enfants de la famille augmente en raison des économies d'échelle. Ce qui conduirait à adopter une aide dégressive en fonction de la taille de la famille. Cependant, deux ou trois enfants impliquent des perturbations relativement au marché du travail beaucoup plus importantes qu'un seul enfant, sans considérer que la congestion des tâches parentales s'accroît. En outre, pour que des parents décident d'un deuxième ou d'un troisième enfant il faut qu'ils aient pris la décision d'en avoir un premier et cela, suffisamment tôt pour que se pose à nouveau la décision des autres. Est-il préférable de «partager la besogne», selon l'expression du démographe Henripin (1989) ou doit-on admettre que l'aide au troisième enfant demeure tout à fait pertinente et essentielle comme le soutient le démographe-économiste Mathews (1990), parce que dans le fond il n'y a qu'une «minorité» de parents qui ont des préférences fortes pour les enfants et donc que la relance de la fécondité passe nécessairement par l'encouragement de ces comportements procréateurs? Quoi qu'il en soit, on s'attendrait à ce que les aides à la

42. Au palier fédéral le choix est clair: la politique de compensation repose exclusivement, depuis 1993, sur le principe d'équité verticale. Le Canada est sans doute le seul de tous les pays développés à ne pas accorder une aide quelconque, si minime soit elle, aux familles à revenu élevé ayant des enfants (aux États-Unis l'aide de nature fiscale devient nulle lorsque le revenu imposable de la famille atteint 275 000\$US). Cette approche reflète la position que la présence d'enfants n'est pas pertinente pour déterminer la capacité à payer des impôts d'une famille.

naissance du troisième enfant soient plus incitatives, lorsqu'elles sont particulièrement importantes relativement au coût de l'enfant (qui est plus faible que le coût des deux précédents) *et* lorsque les aides attribuées aux deux premiers se rapprochent de leur coût, toutes choses égales par ailleurs.

3. *Progressivité versus dégressivité en fonction de l'âge: l'aide aux «jeunes» familles.* Certains (p.e. Henripin et Mathews) soutiennent que la concentration des aides familiales au cours des premières années devrait être plus efficace et plus utile pour les parents que leur étalement. L'âge des enfants n'est pas nécessairement un indicateur fidèle de «l'âge» des familles: l'augmentation tendancielle de l'âge de la femme à la naissance du premier enfant indique que les décisions de fécondité sont reportées pour compléter des études et entamer une carrière sans se préoccuper de responsabilités familiales. Les couples sont donc plus âgés. Le coût d'un enfant ne s'en trouve pas nécessairement réduit. On peut penser que les femmes ayant un enfant plus tardivement ont des salaires plus élevés et de meilleurs emplois. Ceci devrait leur permettre d'acheter plus facilement des services de garde et ainsi de minimiser l'effet négatif de la présence d'un enfant sur les heures de travail et la valeur de leur capital humain. Cependant les aspirations matérielles pour les enfants augmentent avec le revenu des parents et donc leur coût. Penser que des aides plus substantielles aux jeunes enfants sont plus susceptibles d'inciter à la procréation, c'est supposer que les familles se comportent avec une certaine forme d'illusion sur le coût des enfants. Les calculs de rationalité reposent-ils va de soi sur le long terme. On doit donc admettre que les parents peuvent évaluer les aides publiques pour les enfants et les allouer comme bon leur semble dans le temps. Enfin, il est vrai que le coût de l'enfant en bas âge varie beaucoup selon qu'il y a recours ou non à un système de garde payante. Des aides importantes pour les jeunes enfants permettent aux parents de prendre en compte cet aspect lorsqu'il n'existe pas d'aide spécifique pour la garde des enfants et cela, dans la mesure où les femmes désirent maintenir leur participation au marché du travail. On s'attendrait donc à ce que la modulation inversée en fonction de l'âge n'ait que peu d'effet incitatif en termes de natalité.

À partir du moment où est mis sur pied un régime de compensation horizontale ou verticale des charges familiales, il y a inévitablement influence sur la natalité...; si l'on croit bien sûr que les comportements de fécondité peuvent être influencés par des considérations financières. Cette influence sur la natalité sera bien évidemment d'autant plus grande que les aides sont importantes. Une politique nataliste non biaisée s'appuierait sur le principe de compensation horizontale puisque le but d'une telle politique consiste précisément à supprimer les handicaps financiers liés à la venue d'un enfant. La suppression totale de ces handicaps correspondrait à un état où la décision concernant les naissances serait débarrassée de tous ses freins. On pourrait parler de politique hypernataliste lorsque les aides accordées à la famille dépasseraient le coût d'un enfant, c'est-à-dire à partir du moment où il y aurait bénéfice net à avoir un

enfant supplémentaire. Il n'est pas besoin de souligner que nous sommes actuellement très éloignés de cette situation.

On peut considérer qu'une telle politique n'est pas biaisée puisqu'une stricte compensation horizontale aide toutes les familles dans des proportions semblables. À partir du moment où l'on introduit la notion de redistribution verticale dans les politiques familiales, l'effet nataliste va se trouver biaisé en ce sens que la compensation verticale va conduire à favoriser plus fortement la natalité des familles les plus aidées, en l'occurrence les familles les plus défavorisées.

En raison d'une relation entre nombre d'enfants et niveau de revenu des familles qui pouvait ressembler à une courbe en U, on avait tendance à penser que ce biais ne prêtait pas beaucoup à conséquence : il n'était pas besoin d'aider les plus « riches » pour qu'ils aient un taux de reproduction satisfaisant. Le passage actuel à une courbe en L oblige à reconsidérer le problème. Le biais rend la compensation verticale inéquitable. On pourrait dire aussi qu'elle est inefficace. Ce biais peut conduire la collectivité à aider la production d'enfants de classe « inférieure » (en particulier au plan de l'accumulation de capital humain) qui pénalise sa productivité globale. Au contraire, l'aide aux plus favorisés se trouverait être plus efficace car ces derniers produisent des « enfants de qualité » dont la société a le plus besoin. Cet argument ne manquera pas de choquer : nous ne disons pas que nous le partageons. Nous voulons simplement montrer qu'une orientation donnée à la politique de compensation n'est pas sans conséquences objectives. C'est-à-dire que comme principe orientant une politique nataliste, celle-ci est d'autant plus biaisée ou non neutre que s'y greffe la préoccupation de redistribution verticale et que son poids est important. Ce sujet est plutôt tabou : autant on accepte de discuter de l'efficacité des incitations démographiques globales que comporte la politique familiale, autant on refuse de se poser la question des effets *différentiels* que les aides familiales peuvent éventuellement avoir sur la natalité, selon les milieux sociaux ou selon le niveau de revenu des parents.

À cet égard, il n'y a pas à proprement parler de véritable politique nataliste. Puisque, selon cette logique, la politique familiale se borne à compenser des situations que la société juge anormales. La fécondité est considérée comme une donnée exogène, un fait acquis dont on se propose de corriger les effets, comme celui d'entraîner des difficultés financières ou même un problème de pauvreté. L'influence sur la natalité de la compensation des charges familiales est une conséquence non souhaitée dont on voudrait voir la portée limitée.

Pour qu'on puisse véritablement parler de politique nataliste, il faut qu'il y ait une volonté collective et donc une incitation : que la natalité devienne un élément endogène de la politique familiale. Par les stratégies qu'elle met sur pied, la politique familiale s'efforce alors d'agir sur les comportements des individus. La logique de l'incitation est tout à fait différente de la logique de la compensation du coût de l'enfant. À la limite, les mesures de l'une peuvent entièrement

s'opposer aux mesures de l'autre. Par exemple des aides à la naissance du troisième enfant qui sont plus importantes pour cet enfant alors que le coût de celui-ci est peut être plus faible que pour les deux précédents. Bien sûr on peut douter de l'efficacité d'un tel choix : il n'est pas certain que l'incitation soit optimale du seul fait de la progressivité de l'aide en fonction du rang de l'enfant. Avant de prendre la décision d'avoir un troisième enfant, la famille devra prendre la décision du premier puis du second ; or il faudra que ces décisions aient été prises dans de bonnes conditions, c'est-à-dire suffisamment tôt dans le temps et à un coût le plus faible possible, pour que se pose à un moment opportun la question du troisième enfant.

C'est sur un plan empirique que les différentes stratégies d'intervention peuvent finalement être évaluées. Telle est une des contributions du modèle développé et estimé.

4. SIMULATIONS: ÉVALUATION DES OPTIONS DE SOUTIEN ET DE RELANCE DE LA FÉCONDITÉ

4.1 *Solution de base et simulations de référence : le soutien économique aux familles*

Les probabilités moyennes d'appartenance à chacun des états du modèle statique⁴³ permettent de caractériser les comportements de travail et de fécondité de l'échantillon des couples ayant servi à l'estimation des coefficients. Les probabilités (conditionnelles et non conditionnelles)⁴⁴ sont calculées en tenant compte des caractéristiques socio-économiques propres à chacun des couples et des paramètres de la fiscalité personnelle et des programmes de compensation des charges familiales existants au moment où on les observe. Présentées au tableau 4 (solution de base, 2e colonne), ces probabilités permettent de résumer, en termes statistiques, les comportements de 657,954 couples⁴⁵ en moyenne, annuellement au cours de la période 1975-1987 (soit pour les neuf années d'observations constituant l'échantillon).

43. Il s'agit du modèle A dont les coefficients, apparaissant au tableau 1, ont été analysés précédemment.

44. Voir les équations (2) à (6) pour les probabilités conditionnelles et non conditionnelles.

45. Comme l'échantillon est composé de coupes transversales répétées dans le temps, certaines familles parmi les plus jeunes sont représentées *statistiquement* plus d'une fois (ce qui n'implique pas que ces familles soient *observées* plus d'une fois). De fait, compte tenu des poids universels affectant chaque observation, l'échantillon des 5058 couples ayant servi à l'estimation représente 1 862 818 couples avec enfant(s) ou sans enfant. Et comme ces 5058 dossiers sont obtenus à l'aide d'un tirage aléatoire (1 dossier sur 3), ils représentent (après pondération) 5 921 684 familles (dans lesquelles on trouve 9 319 512 enfants), soit une moyenne de 657 954 familles (1 035 501 enfants) par année pour les neuf enquêtes réalisées entre 1975 et 1987. Le tableau A3 en annexe présente les valeurs moyennes des caractéristiques socio-économiques et financières de ces familles dans l'état (de participation au marché du travail et de fécondité) où on les observe.

La solution de base du modèle (tableau 4, 2e colonne) indique que les probabilités conditionnelles de participer au marché du travail ($L=1$) diminuent systématiquement avec le nombre d'enfants présents dans la famille (de 65% pour les couples sans enfant ($K=0$) à 53% pour les couples avec trois enfants ou plus ($K=3$)); pour les couples qui ont choisi d'avoir au moins un enfant ($F=1$), la probabilité de fécondité de rang 2 est la plus élevée (45% des couples contre 34% pour le rang 1 et 21% pour le rang 3); la probabilité d'avoir au moins un enfant est de 79% et donc, celle de ne pas en avoir de 21%. Les probabilités non conditionnelles associées aux huit états montrent que les trois choix les plus probables (55% des couples) sont dans l'ordre : deux enfants et absence du marché du travail (18,6%), deux enfants et travail (18,4%) et sans enfant et participation au marché du travail (18%); les trois choix les moins probables (19% des couples) sont dans l'ordre : sans enfant et absence du marché du travail (2,8%), trois enfants ou plus et participation au marché du travail (7%) et un enfant sans participation au marché du travail (8,8%). Enfin, la probabilité (non conditionnelle) de participation au marché du travail est de 58% alors que les probabilités (non conditionnelles) d'avoir un, deux ou trois enfants ou plus sont respectivement de 23%, 37% et 19%.

Le modèle statique et ses coefficients permettent de simuler numériquement des changements apportés aux paramètres de la fiscalité personnelle et des politiques de compensation des charges familiales et les résultats prédits (la répartition des couples entre chacun des états) peuvent être comparés à la solution de base. Aucune des simulations présentées dans ce texte ne permet de comparer l'effet nataliste de certaines stratégies de soutien économique aux familles à ponction budgétaire constante. Cependant, elles présentent un certain intérêt dans la mesure où elles correspondent pour la plupart à des modifications relativement simples des paramètres des politiques existantes et parce qu'elles permettent de comparer les prédictions du modèle en présence de politiques qui bonifient les aides monétaires et/ou fiscales indépendamment du rang de l'enfant à la naissance ou introduisent une structure d'incitations qui tienne compte explicitement de ce rang⁴⁶.

Les simulations sont présentées au tableau 3 et leurs résultats relativement à la solution de référence apparaissent au tableau 4. Les critères utilisés pour la comparaison des différentes politiques sont : 1) l'effet sur le nombre d'enfants

46. Bien que les résultats obtenus aux niveaux K et F s'expliquent par l'interaction de plusieurs variables (salaires nets de l'épouse et revenus disponibles de la famille dans les différentes options), ils reflètent particulièrement l'influence de trois d'entre elles : la variable NUK (avec coefficient positif) qui permet d'évaluer l'effet des aides monétaires différenciées selon le rang de l'enfant ; la variable NUF (avec coefficient négatif) dont la fonction est identique à NUK mais au niveau F et la variable NUI (avec coefficients négatifs au niveau K et au niveau F) qui permet d'évaluer l'impact sur la fécondité de mesures budgétaires indépendantes du rang de l'enfant. Par conséquent, on devrait s'attendre à ce qu'une politique qui bonifierait les aides monétaires associées au troisième enfant relativement au premier ou au deuxième, ait un effet positif sur la natalité (via l'effet de la variable NUK) et à ce qu'une politique neutre relativement au rang de l'enfant ait un effet mitigé ou même négatif (via l'effet de la variable NUI) sur la fécondité.

présents annuellement, en moyenne, dans les familles entre 1975 et 1987 et 2) leur coût budgétaire⁴⁷ annuel (en dollars de 1987). Les simulations sont effectuées avec l'échantillon utilisé pour estimer les coefficients du modèle et les poids associés à chaque observation permettent d'évaluer les effets des mesures pour l'ensemble de la population. Les colonnes du tableau 4 présentent les variations (en pourcentage relativement à la solution de référence) des probabilités moyennes que les couples soient observés dans chacun des états de travail et de fécondité du modèle; les variations du nombre d'enfants présents dans les familles ainsi que les variations du revenu disponible moyen des familles résultant des changements apportées aux paramètres des politiques.

Sauf pour la simulation S12, les variations du revenu disponible des familles ne reflètent que l'effet des modifications apportées aux politiques fiscale et de soutien à la famille. Comme les simulations affectent très peu les probabilités de participation des femmes au marché du travail, seules les variations des probabilités relatives à la fécondité seront analysées.

Les quatre premières simulations permettent d'établir le coût budgétaire net, pour les deux paliers de gouvernement, des exemptions fiscales et des allocations familiales qui ont existé de 1975 à 1987 et leurs effets sur la fécondité au cours de cette période.

La simulation F0 consiste à éliminer les allocations familiales et les exemptions fiscales fédérales pour enfant(s) à charge. L'examen des variations des probabilités d'appartenir à chacun des états de fécondité du modèle nous permet de constater que l'inexistence de ces mesures fédérales de soutien aux familles avec enfant(s) à charge aurait entraîné une augmentation sensible du nombre de familles comptant un ou deux enfants et une diminution (plus importante) du nombre de familles comptant trois enfants ou plus⁴⁸. Le nombre d'enfants présents dans les familles aurait été moins élevé de 14 478, en moyenne, par année.

Pour juger de l'impact de cette politique sur la natalité, il est intéressant de comparer le nombre d'enfants « manquants » dans les familles avec le nombre moyen de naissances observées dans les années quatre-vingts au Québec

47. Parce que le cadre d'analyse de cette étude exclut les familles monoparentales et les familles dont l'épouse est âgée de moins de 23 ans et de plus de 40 ans, les estimations de coût budgétaire annuel de certains programmes (par exemple allocations familiales) ou dispositions fiscales (par exemple exemptions pour enfants à charge) ne peuvent correspondre aux coûts réels publiés.

48. Ces résultats peuvent être expliqués de la façon suivante. D'une part, la disparition des allocations familiales et des exemptions pour enfant(s) à charge fédérales entraîne une diminution de la variable *NU1* qui mesure le revenu disponible des familles dans la situation où elles n'auraient qu'un seul enfant. Comme les coefficients associés à cette variable aux niveaux *K* et *F* sont négatifs, le nombre de familles avec enfant(s) et le nombre d'enfants dans les familles vont augmenter. (Selon nos estimations, une baisse du revenu disponible diminue la demande de la qualité de vie des enfants mais augmente la demande du nombre d'enfants.) D'autre part, les allocations familiales fédérales au Québec sont modulées selon le rang à la naissance et sont particulièrement avantageuses pour le troisième enfant et les enfants subséquents. Leur élimination va faire disparaître cet avantage et diminuer (à cause de la diminution du niveau de la variable *NUK* et du coefficient positif qui y est associé) la fécondité de rang 3 relativement à celles de rang 1 et 2.

TABLEAU 3

SIMULATIONS ET MESURES SIMULÉES

Simulation F0 : 1) Allocations familiales fédérales nulles ; 2) exemptions fiscales fédérales pour enfant(s) à charge nulles ; 3) autres paramètres inchangés.

Simulation F1 : 1) Exemptions fiscales fédérales pour enfant(s) à charge nulles ; 2) autres paramètres inchangés.

Simulation Q0 : 1) Allocations familiales québécoises nulles ; 2) exemptions fiscales québécoises pour enfant(s) à charge nulles ; 3) Autres paramètres inchangés.

Simulation Q1 : 1) Exemptions fiscales québécoises pour enfant(s) à charge nulles ; 2) autres paramètres inchangés.

Simulation S1 : 1) Allocations familiales de base pour la période 1975-1987 : au palier fédéral, niveaux et structure observés en 1974 en Alberta, et en posant que les allocations du Québec sont modulées selon l'âge (1er = 0-6 ans ; 2e = 7-11 ans ; 3e = 12-15 ans ; 4e = 16-17 ans); avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années pour les deux paliers de gouvernement (voir le tableau A4, lignes 1.1 et 2); 2) exemptions fiscales de base : pour la période 1975-1987, niveaux et structure observés en 1974 au palier fédéral et pour les deux paliers de gouvernement, avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A5, ligne 1); 3) autres paramètres inchangés.

Simulation S2 : 1) Mêmes dispositions que la simulation 1 avec une indexation selon l'indice du revenu personnel au Canada pour les années 1975 à 1987 ; 2) autres paramètres inchangés.

Simulation S3 : 1) Allocations familiales de base pour la période 1975-1987 : au palier fédéral, niveaux et structure observés en 1974 en Alberta, et en posant que les allocations du Québec sont modulées selon l'âge (1er = 0-6 ans ; 2e = 7-11 ans ; 3e = 12-15 ans ; 4e = 16-17 ans); avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années pour les deux paliers de gouvernement (voir le tableau A4, lignes 1.1 et 2); 2) exemptions fiscales de base : pour la période 1975-1987, niveaux et structure observés en 1974 au palier fédéral et pour les deux paliers de gouvernement, avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A5, ligne 1); 3) autres paramètres inchangés.

Simulation S4 : 1) Allocations familiales de base pour la période 1975-1987 : au palier fédéral, barème uniforme observé en 1974 dans les provinces autres que l'Alberta et le Québec ; au palier provincial, transformation des allocations familiales du Québec en allocations uniformes selon le niveau observé en 1974 ; indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A4, ligne 1.3 et ligne 2bis); 2) exemptions fiscales de base : pour la période 1975-1987, niveaux et structure observés en 1974 au palier fédéral et pour les deux paliers de gouvernement, avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A5, ligne 1); 3) autres paramètres inchangés.

TABLEAU 3 (suite)

Simulation S5: 1) Allocations familiales pour la période 1975-1987: niveaux et structure observés en 1974 au Québec, au palier provinciale avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A4, ligne 2); allocations jeunes enfants et allocations de naissance du Québec: niveaux et structure observés en 1988 avec ajustement selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A5, lignes 2 et 4); non-assujettissement des allocations provinciales à l'impôt personnel fédéral et québécois; 2) exemptions fiscales québécoises pour 1975-1987: niveaux et structure observés au Québec en 1988 avec ajustement selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A5, ligne 2.2); 3) autres paramètres des transferts et de la fiscalité personnelle inchangés, en particulier au palier fédéral où toutes les valeurs sont celles observés de 1975 à 1987.

Simulation S6: 1) Allocations familiales des deux paliers de gouvernement valeurs nulles; 2) exemptions fiscales de base: pour la période 1975-1987, valeur observée en 1974, au palier fédéral pour les enfants de 16 ans ou plus, attribuable à tous les enfants aux deux paliers d'imposition, avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années (voir le tableau A6, ligne 1); 3) autres paramètres inchangés.

Simulation S7: Mêmes dispositions que la simulation 6 mais avec des exemptions fiscales modulées selon le rang des enfants et le niveau d'études (voir le tableau A6, ligne 2).

Simulation S8: 1) Pour les deux paliers de gouvernement, les allocations familiales sont remplacées par des allocations familiales ayant la même valeur pour chaque enfant selon la valeur des montants versées en 1974 avec indexation selon l'indice de prix implicite des dépenses personnelles en biens et en services pour les autres années; elles ne sont pas assujetties aux impôts ou récupérées (voir tableau A6, ligne 3); 2) les exemptions fiscales prennent des valeurs nulles pour les deux paliers de gouvernement; 3) autres paramètres inchangés.

Simulation S9: Mêmes dispositions que la simulation 8 mais avec modulation de la valeur du paiement uniforme qui croît en fonction du rang des enfants (1er = .6, 2e = .9, 3e = 1.4 et 4e et suivant = 1.55) et selon l'âge (12 à 18 ans = + .25) (voir le tableau A6, ligne 4).

Simulation S10: Mêmes dispositions que la simulation 9 mais avec une modulation inversée selon le rang (voir tableau A6, ligne 4).

Simulation S11: Mêmes dispositions que la simulation 8 mais avec un assujettissement des allocations familiales à l'impôt personnel aux deux paliers de gouvernement.

Simulation S12: Augmentation du taux de salaire réel brut prédit de l'épouse de 1% par année sur la période 1975-1987.

TABLEAU 4

PROBABILITÉS MOYENNES DES ÉTATS EN SOLUTION DE BASE, TAUX DE VARIATION
EN POURCENTAGE DES PROBABILITÉS ET DU NOMBRE DES ENFANTS PRÉSENTS
ET COÛT NET (EN DOLLARS DE 1987) DES MESURES SELON LES SIMULATIONS,
QUÉBEC, 1975-1987

Probabilités moyennes	Solution de base	SIMULATIONS							
		F=0	F=1	Q=0	Q=1	S1	S2	S3	S4
Probabilités conditionnelles de fécondité selon le rang :									
$K=1 F=1$	0,3418	3,5%	1,0%	1,3%	0,4%	-4,2%	-6,1%	-3,3%	-3,7%
$K=2 F=1$	0,4484	1,3%	0,2%	0,4%	0,2%	-1,1%	-1,8%	-0,1%	0,3%
$K=3 F=1$	0,2098	-8,5%	-2,1%	-2,9%	-1,0%	9,1%	13,8%	5,6%	5,5%
Probabilités de fécondité :									
$F=0$	0,2076	-1,9%	-0,8%	-1,2%	-0,7%	2,8%	3,8%	3,4%	4,0%
$F=1$	0,7924	0,5%	0,2%	0,3%	0,2%	-0,7%	-1,1%	-0,9%	-1,1%
Probabilités non conditionnelles :									
$F=0, K=0, L=0$	0,0275	-2,2%	-0,7%	-1,1%	-0,7%	3,6%	5,5%	4,4%	5,1%
$F=0, K=0, L=1$	0,1800	-1,7%	-0,7%	-1,1%	-0,6%	2,8%	4,1%	3,3%	3,9%
$F=1, K=1, L=0$	0,0880	5,8%	1,7%	2,2%	0,6%	-6,5%	-9,1%	-5,2%	-5,9%
$F=1, K=1, L=1$	0,1460	4,3%	1,3%	1,7%	0,7%	-5,8%	-8,4%	-5,2%	-5,9%
$F=1, K=2, L=0$	0,1856	2,4%	0,5%	0,8%	0,3%	-2,2%	-3,5%	-0,8%	-0,6%
$F=1, K=2, L=1$	0,1842	1,8%	0,4%	0,9%	0,5%	-2,0%	-3,3%	-1,4%	-1,7%
$F=1, K=3, L=0$	0,1199	-7,8%	-1,9%	-2,5%	-0,8%	7,9%	11,7%	4,6%	4,4%
$F=1, K=3, L=1$	0,0688	-8,7%	-2,0%	-2,9%	-1,2%	9,2%	14,2%	5,4%	4,9%
Couples 0 enfant	20,75%	-1,8%	-0,7%	-1,1%	-0,6%	2,9%	4,3%	3,5%	4,1%
Couples 1 enfant	23,40%	4,8%	1,5%	1,9%	0,6%	-6,0%	-8,6%	-5,2%	-5,8%
Couples 2 enfants	36,98%	-2,1%	0,5%	0,8%	0,4%	-2,1%	-3,4%	-1,1%	-1,0%
Couples 3 enfants	18,87%	-8,2%	-2,0%	-2,7%	-0,9%	8,4%	12,6%	5,9%	4,6%
Part. au travail %	57,90%	-1,4%	0,0%	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,2%	-0,1%	-0,1%
Var. nb. enfants	0	14478	-3 103	-2 770	-582	13 933	20 477	5 850	4 872
Var. en %	0	-1,4%	-0,3%	-0,4%	-0,1%	1,4%	2,0%	0,6%	0,5%
Coût (millions \$) ¹	0	-385m\$	-140m\$	-178m\$	-83m\$	523m\$	769m\$	560m\$	585m\$
Coût/famille ² (\$)	0	-736\$	-269\$	-342\$	-159\$	1013\$	1496\$	1087\$	1137\$

NOTES :

1. Un signe négatif signifie une réduction nette des dépenses (aides monétaires) pour les gouvernements (familles)
2. Familles avec enfant(s).

TABLEAU 4 (suite)

Probabilités moyennes	Solution de base	SIMULATIONS							
		S=5	S=6	S=7	S=8	S=9	S=10	S=11	S=12
Probabilités conditionnelles de fécondité selon le rang :									
K=1 F=1	0,3418	3,5%	4,3%	3,1%	-1,0%	-1,3%	-2,8%	1,2%	0,2%
K=2 F=1	0,4484	1,8%	0,0%	0,3%	0,9%	-0,5%	-1,5%	1,3%	-0,2%
K=3 F=1	0,2098	-9,5%	7,0%	4,4%	-0,1%	3,1%	1,4%	-4,7%	0,2%
Probabilités de fécondité :									
F=0	0,2076	1,8%	7,5%	8,9%	1,6%	0,2%	4,1%	-0,2%	-0,2%
F=1	0,7924	0,5%	-1,9%	-2,3%	-0,4%	-0,1%	-1,1%	0,1%	0,1%
Probabilités non conditionnelles :									
F=0, K=0, L=0	0,0275	2,5%	8,1%	9,9%	2,2%	0,4%	5,5%	0,0%	0,4%
F=0, K=0, L=1	0,1800	1,7%	7,3%	8,7%	1,6%	0,2%	4,1%	-0,2%	-0,2%
F=1, K=1, L=0	0,0880	-5,8%	-6,9%	-5,7%	-1,6%	-1,8%	-4,7%	1,9%	0,0%
F=1, K=1, L=1	0,1460	-4,0%	-8,0%	-7,5%	-1,9%	-1,5%	-4,9%	1,2%	0,3%
F=1, K=2, L=0	0,1856	-2,9%	-0,9%	-0,4%	0,8%	-0,9%	1,2%	1,8%	-0,1%
F=1, K=2, L=1	0,1842	-2,3%	-3,4%	-3,8%	0,1%	-0,4%	-0,4%	1,3%	-0,3%
F=1, K=3, L=0	0,1199	8,4%	5,3%	3,0%	-0,4%	2,8%	0,7%	-4,4%	-0,3%
F=1, K=3, L=1	0,0688	9,6%	5,9%	2,8%	-0,6%	3,3%	0,6%	-5,1%	0,9%
Couples 0 enfant	20,75%	1,8%	7,4%	8,9%	1,7%	2,4%	4,2%	-0,2%	-0,1%
Couples 1 enfant	23,40%	-4,6%	-7,6%	-6,8%	-1,8%	-1,6%	-4,8%	1,5%	0,2%
Couples 2 enfants	36,98%	-2,6%	-2,1%	-2,1%	0,4%	-0,7%	0,4%	1,5%	-0,2%
Couples 3 enfants	18,87%	8,2%	5,5%	2,9%	-0,5%	3,0%	0,6%	-4,7%	0,2%
Part. au travail %	57,90%	-0,1%	-0,1%	-0,1%	0,0%	-0,1%	-0,1%	0,0%	0,0%
Var. nb. enfants	0	15 333	—	-9 111	-2 414	6 390	-3 051	-8 577	365
Var. en %	0	-1,5%	-0,0%	-0,9%	-0,2%	0,6%	-0,3%	-0,8%	0,1%
Coût (millions \$) ¹	0	357m\$	901m\$	990m\$	193m\$	83m\$	543m\$	-105\$	-62m\$
Coût/famille ² (\$)	0	690\$	1777\$	1961\$	373\$	159\$	1056\$	-203\$	-118\$

NOTES :

1. Un signe négatif signifie une réduction nette des dépenses (aides monétaires) pour les gouvernements (familles)

2. Familles avec enfant(s).

(89 000) et le nombre de naissances qui aurait assuré approximativement le remplacement des générations (132 000) si le taux synthétique de fécondité avait été de 2,1 enfants. On constatera que la diminution des naissances résultant de la politique simulée aurait creusé de façon significative le déficit quant à la situation du remplacement des générations au Québec selon les résultats du modèle. Le coût budgétaire net d'une telle mesure est estimé par le modèle à 385 millions de dollars par année, en dollars de 1987 ; ce qui représente une variation moyenne du revenu disponible de 736\$ par famille avec enfant(s).

La simulation F1 permet d'examiner les effets d'une politique fédérale de soutien des familles avec enfant(s) qui aurait été limitée aux seules allocations familiales. La disparition des exemptions fiscales fédérales aurait eu des effets moins marqués, en particulier sur les probabilités non conditionnelles de choisir l'état trois enfants ou plus. Le coût budgétaire de la mesure, évalué à 140 millions de dollars par année (ce qui correspond à une variation du revenu disponible de 269 \$ en moyenne par famille), est plus modeste. Enfin, la simulation attribuée à cette mesure, la présence de 3 103 enfants supplémentaires par année dans les familles.

Les simulations Q0 et Q1, qui suivent aux tableaux 3 et 4, refont l'exercice précédent mais au palier du Québec. Il en ressort que ces aides (178 millions de dollars par année) sont plus modestes et ont un effet par conséquent moins important sur la fécondité (diminution de 2 770 enfants par année dans les familles si ces mesures n'avaient pas été présentes entre 1975 et 1987). Ce constat n'est pas étonnant pour les aides fiscales (83 millions de dollars par année ou 159\$ par famille) parce que, pour la majeure partie de la période, seuls les enfants à charge âgés de 16 et de 17 ans (ou plus s'ils étudiaient au niveau post-secondaire) permettaient à leurs parents d'utiliser une exemption fiscale pour réduire l'impôt à payer. En revanche, on peut remarquer que la modulation des allocations familiales québécoises (non imposables aux deux paliers de gouvernement et donc assimilables à un crédit d'impôt remboursable et payé d'avance), même si leur niveau est toujours demeuré modeste, semble influencer de façon significative la fécondité de rang 3 ou plus.

Ces quatre simulations permettent d'évaluer à 563 millions de dollars par année, de 1975 à 1987, le coût total net pour les deux paliers de gouvernement du financement des deux types de mesure. Traduit en termes de revenu disponible, cet apport de ressources financières signifie un revenu disponible plus élevé de 1 078 \$ en moyenne par famille avec enfant(s) par année ; ces mesures ont permis d'augmenter de 17 000 le nombre d'enfants présents dans les familles, en moyenne, au cours de la période.

4.2 Simulations modifiant les paramètres de la politique familiale

Les estimations des coefficients du modèle statique ont été utilisées pour réaliser 12 simulations dont le contenu en termes de politique et les résultats

sont aussi présentés aux tableaux 3 et 4 (simulations S1 à S12). Essentiellement, ces simulations sont construites sur l'un ou l'autre des principes suivants : 1) on suppose que les niveaux et structures des exemptions fiscales et des allocations familiales de 1974, aux paliers fédéral et provincial, restent en vigueur durant toute la période 1975-1987 tout en étant indexées systématiquement pour tenir compte de l'inflation ; 2) on suppose que les mesures à caractère « nataliste » effectivement appliquées au Québec à partir de 1988, ont été introduites en 1975 et demeurent en application au cours de toute la période 1975-1987 (leurs niveaux annuels sont obtenus en dégonflant les valeurs de 1988 à l'aide d'un indice de prix); 3) on examine les effets de moduler différemment les allocations familiales et les exemptions fiscales.

Dans la première simulation (S1), on suppose que les allocations familiales fédérales (selon la structure décidée par le Québec en 1974) et les allocations familiales québécoises ont été indexées systématiquement au cours de la période 1975-1987. La même hypothèse est faite pour les exemptions fiscales fédérales pour enfants et on suppose que de telles exemptions fiscales font aussi partie des dispositions en vigueur dans la fiscalité québécoise (selon les mêmes valeurs qu'au palier de l'impôt fédéral). L'indexation aurait eu pour effet de les augmenter substantiellement par rapport à leurs niveaux observés en 1987 (voir les tableaux A2 et A3). En d'autres mots, si les gouvernements avaient indexé la valeur des aides existant en 1974 (et si le gouvernement du Québec avait introduit les mêmes exemptions fiscales pour enfant(s) à charge qu'au palier fédéral) il en aurait coûté aux deux niveaux de gouvernement la somme de 523 millions de dollars de plus par année que les 563 millions de dollars versés aux familles avec enfant(s) (valeur estimée à l'aide des simulations F0 et Q0). L'existence d'une indexation certes, mais une indexation non systématique a donc réduit de moitié les aides des gouvernements par rapport à ce qu'elles auraient pu être si leur pouvoir d'achat avait été maintenu à leur valeur de 1974. En termes du nombre d'enfants présents, en moyenne, dans les familles au cours de la période, cette décision représente statistiquement près de 14 000 enfants de moins par année. La variation de revenu disponible qui est associée à ces modifications de la politique d'aide aux familles est de 1 013\$ en moyenne par famille.

Dans la deuxième simulation (S2), on utilise les mêmes termes que dans la simulation précédente mais en supposant que les allocations familiales et les exemptions fiscales de 1974 ont augmenté selon la croissance du revenu disponible au Canada entre 1974 et 1987, plutôt que selon l'indice des prix de la dépense personnelle en biens et services. Les résultats vont évidemment dans la même direction que ceux de la simulation S1 : la perte relative de valeur des aides publiques par rapport à la croissance des revenus se serait traduite par un montant de 769 millions de dollars (par année, en dollars de 1987) ou de 1 496 dollars par famille avec enfant(s). Au sein des familles, il y aurait eu quelques 20 477 enfants de plus par année.

Les deux simulations (S3 et S4) examinent respectivement les effets de la modulation des allocations familiales fédérales et québécoises selon l'âge (comme en Alberta) et de l'implantation d'allocations familiales uniformes (indépendantes de l'âge des enfants, comme celles existant dans 8 provinces canadiennes) en supposant qu'elles aient été pleinement indexées à partir de 1974 pour tenir compte de l'inflation (la même hypothèse s'applique aux exemptions fiscales fédérales qui sont appliquées aussi au palier du Québec). Il ressort de ces simulations que l'absence de modulation (selon le rang ou l'âge des enfants) (S4) ou qu'une modulation des allocations familiales selon l'âge des enfants (S3) auraient été un peu plus coûteuses qu'une modulation selon le rang (voir l'estimé de la simulation comparable (S1) mais avec un effet bien moindre sur le nombre d'enfants présents dans les familles (environ 5 000 enfants par année de plus comparativement aux 14 000 enfants résultant d'une modulation croissante selon le rang.

La cinquième simulation (S5), est celle qui modifie le plus la structure des aides publiques appliquées au cours des années 1975 à 1987 au Québec. Elle retient les valeurs des exemptions fiscales pour les années 1986 et 1987 et pose que leurs valeurs pour les années antérieures sont ajustées (à la baisse à partir de 1986) pour tenir compte de l'inflation. Pour ce qui est des différentes catégories d'allocations familiales, y compris les allocations à la naissance⁴⁹, la simulation fait comme si ces dispositions avaient été adoptées à partir de 1975 et indexées au coût de la vie au cours de la période. En d'autres mots, la simulation reproduit, *mutatis mutandis*, les mesures qui ont été adoptées en faveur des familles au Québec depuis 1986 (augmentation de la valeur des exemptions fiscales, allocations familiales supplémentaires aux jeunes enfants, allocations à la naissance et non-assujettissement à l'impôt des allocations québécoises). Les résultats présentent donc l'effet simultané de plusieurs mesures et des modifications importantes apportées à la structure des paramètres de la fiscalité et des aides publiques aux familles avec enfant(s).

Les résultats diffèrent de ceux obtenus dans les autres simulations. Le nombre d'enfants supplémentaires dans les familles résultant de cette «réforme» dépasse celui calculé pour toutes les autres simulations. Néanmoins, son coût budgétaire n'est pas le plus élevé puisque ces mesures auraient coûté un peu moins de 400 millions de dollars par année, soit un peu plus que le coût estimé des mesures existantes (voir la simulation Q0). Un tel coût budgétaire aurait été incidemment sous la seule responsabilité du Québec. Comme on pouvait s'y attendre, compte tenu des résultats du modèle et de la différenciation plus accentuée des aides selon le rang des enfants présents (bien que les aides monétaires du type allocation deviennent forfaitaires par rapport à l'échelle des revenus), la fécondité de rang trois ou plus croît fortement. Il faut noter que la struc-

49. Celles-ci sont modélisées comme si elles étaient des allocations familiales supplémentaires escomptées sur un horizon de 18 ans (voir le tableau A2).

ture des exemptions fiscales pour enfants à charge au Québec accorde plus d'importance au premier enfant et un poids égal aux suivants.

Les sixième et septième simulations (S6 et S7) permettent d'examiner les effets de n'avoir comme mesures de compensation des charges familiales que des aides fiscales. Dans ces simulations, les allocations familiales aux deux paliers de gouvernement sont remplacées par des exemptions fiscales plus importantes (le double de celles qui s'appliquaient aux enfants de 16 ans ou plus au palier fédéral en 1974) et ayant la même valeur dans les deux régimes de la fiscalité personnelle. Dans la simulation S6 l'exemption est uniforme ; alors que dans la simulation S7 l'exemption fiscale a une valeur supérieure pour le premier enfant et moindre pour les suivants, avec une exemption supplémentaire pour les enfants qui poursuivaient des études post-secondaires (cette structure s'inspire des dispositions fiscales pour les enfants à charge mise en place au Québec depuis 1986).

Les résultats de ces simulations montrent que leur coût net aurait été fort important (entre 900 et 990 millions de dollars) sans avoir d'effet sur le nombre d'enfants présents dans les familles. On noterait même une baisse importante (9 111 enfants en moyenne par année) dans le cas de la modulation des exemptions. Un tel résultat peut étonner puisqu'en principe cette mesure aurait été plus neutre par rapport au rang de l'enfant et à la classe de revenu de la famille. On peut l'expliquer de la façon suivante : 1) la hausse du revenu disponible moyen (1 961 \$ en moyenne par famille) augmente la proportion des couples sans enfant et diminue la taille des familles (le niveau de la variable *NU1* augmente et les coefficients qui lui sont associés aux niveaux *K* et *F* sont tous négatifs) ; 2) l'élimination des allocations familiales qui avantagent le troisième enfant relativement aux premier et second et leur remplacement par des exemptions qui privilégient les familles avec enfant unique introduisent un renversement des incitations qui a pour conséquence de diminuer la fécondité de rang trois.

Les quatre simulations (S8 à S11) permettent d'analyser les effets de ne s'en remettre qu'à des allocations familiales pour assurer le soutien économique des familles. Quatre types d'allocations sont simulés en remplacement des mesures existantes (allocations et exemptions) : 1) dans la simulation S8, les allocations familiales sont uniformes et non imposables ; 2) dans la simulation S9, elles sont modulées selon le rang à la naissance avec une valeur qui croît jusqu'au quatrième enfant et ne sont pas imposables ; 3) dans la simulation S10, l'allocation non imposable la plus importante va au premier enfant, puis sa valeur décroît avec le rang de l'enfant jusqu'au quatrième ; 4) enfin, dans la simulation S11, les allocations sont uniformes et imposables.

Toutes ces options se traduiraient par une faible augmentation des coûts pour les gouvernements (S8 et S9) et même par une diminution des coûts si les allocations devenaient imposables (S11), sauf dans le cas où les allocations les plus importantes en valeur vont aux enfants de rang un. Encore une fois, les

simulations montrent que les mesures les plus onéreuses ne donnent pas nécessairement un résultat plus favorable en termes de fécondité (c'est-à-dire du nombre d'enfants présents dans les familles): une modulation des prestations avec augmentation avec le rang de l'enfant (S9) conduirait à un peu plus d'enfants (6 390 enfants de plus par année) sans qu'il en coûte beaucoup plus que dans la situation de référence. Cette situation s'explique par le fait qu'un nombre important de familles avec un ou deux enfants décideraient d'en avoir un de plus; ces familles sont plus jeunes et ont des revenus disponibles moins importants qui augmenteraient plus avec des allocations familiales qu'avec des exemptions fiscales (ces dernières réduisent l'impôt à payer des familles lorsque le revenu imposable est important).

Enfin, toute stratégie d'intervention ne peut pas faire abstraction du fait que l'environnement économique continuera de se modifier. En particulier, deux tendances de fond devraient être prises en considération, soit la tendance des femmes à accumuler davantage de capital humain ainsi que la poursuite d'un certain «rattrapage» salarial des femmes par rapport aux hommes. Ces évolutions reflètent de nouvelles normes sociales sur le rôle des femmes et leurs attitudes vis-à-vis le mariage et la famille. On peut donc tenter de simuler l'effet des liens existant entre les salaires anticipés, la participation au marché du travail et la fécondité, en examinant ce qui se serait produit si les épouses d'hier (de 1975 à 1987) avaient été plus scolarisées et/ou si leur taux de salaire avait été plus élevé.

Dans la dernière simulation (S12), on suppose que les taux de salaire réel (avant impôt) des femmes ont augmenté de 1% par année⁵⁰ de 1975 à 1987. Par rapport à la situation de référence, la hausse des taux de salaire des femmes se serait traduite par une augmentation presque imperceptible du nombre d'enfants présents dans les familles. Ce résultat peut être expliqué de la façon suivante: 1) comme telle, la hausse du salaire des femmes entraîne une diminution du nombre de familles avec enfant(s) et du nombre d'enfants dans les familles (les coefficients des variables salariales aux niveaux *K* et *F* sont généralement négatifs); 2) la hausse du salaire des femmes entraîne indirectement une diminution du revenu disponible de la famille⁵¹, ce qui augmente le nombre de familles avec enfant(s) et le nombre d'enfants dans les familles (les coefficients de la variable de revenu disponible *NUI* sont généralement négatifs aux niveaux *K* et

50. Cette augmentation est évidemment arbitraire. Elle peut être justifiée en supposant qu'il y a un «rattrapage» salarial en faveur des femmes ou que le marché du travail des femmes s'est resserré. Si la hausse des salaires était liée à une accumulation plus prononcée du capital humain (général) des femmes, il faudrait alors supposer que leur niveau d'éducation s'est accru dans le temps. Or, dans cette simulation, le nombre d'années de scolarité complétées par chacune des femmes est laissé inchangé. Si ce niveau avait été augmenté, le nombre d'enfants présents dans les familles aurait diminué étant donné les valeurs négatives prises par les coefficients des variables d'éducation aux niveaux *K* et *F* du modèle.

51. Rappelons que le revenu de travail net des épouses est exclu de la mesure du revenu disponible de la famille qui ne comprend que le revenu net des époux et les paiements de transfert.

F du modèle). La diminution du revenu disponible de la famille doit être attribuée au fait que toute hausse du revenu de travail des épouses réduit ou annule l'exemption fiscale de personne mariée dont peuvent bénéficier certains époux et se répercute sur le niveau des transferts nets reçus, en particulier les allocations familiales fédérales qui sont imposables aux deux paliers de gouvernement (depuis 1986 au Québec) et le crédit fédéral d'impôt remboursable pour enfant qui est dégressif à mesure que croît le niveau de revenu familial. Ainsi, l'effet propre de la hausse salariale des femmes est annulé par son effet indirect sur le revenu disponible de la famille et le nombre d'enfants présents dans les familles reste inchangé. La simulation montre aussi que le coût budgétaire effectif de la politique de compensation des charges familiales pratiquée entre 1975 et 1987 (celle qui correspond à la solution de référence) aurait diminué de 62 millions de dollars annuellement (ou de 118 \$ par famille) en présence d'une hausse exogène des taux de salaire des femmes⁵². En d'autres mots, toute hausse autonome des taux de salaire des femmes réduit pour les gouvernements le coût de la compensation des charges familiales, toutes choses égales par ailleurs.

CONCLUSION

Les résultats de ces simulations indicatives ont avant tout un caractère plus qualitatif que quantitatif. De plus, ils doivent être interprétés avec prudence compte tenu des résultats du modèle estimé, en particulier de sa « tendance structurelle » à produire un effet négatif sur la fécondité générale, de ses hypothèses et de ses limites. En particulier, un modèle polytomique de choix discrets estimé avec des données de nature transversale provenant d'enquêtes réalisées à différents moments du temps ne peut tenir compte de la dynamique des choix personnels et des variables spécifiques aux couples (effets fixes) influençant ces choix⁵³. Trois conclusions peuvent être dégagées de cet exercice de modélisation appliquée. La première conclusion qui se dégage des exercices de modélisation appliquée aux comportements de fécondité concerne l'effet général des variables financières : les deux approches (modèles) ont mis en évidence l'importance du coût des enfants - par l'entremise des variables du niveau de la scolarité complétée par les mères, de leur salaire net et du revenu des époux. La deuxième conclusion porte sur les effets de la fiscalité personnelle et des transferts conditionnels à la présence des enfants. Les déterminants des probabilités d'avoir deux ou trois enfants plutôt qu'un seul, pour les couples qui avaient déjà décidé d'avoir des enfants, ainsi que les simulations réalisées montrent que des

52. Les montants qui précèdent ne tiennent pas compte des revenus fiscaux supplémentaires des gouvernements provenant de l'imposition des revenus de travail plus élevés des femmes.

53. Le modèle statique utilisé ici permet de mesurer l'effet des politiques publiques sur la fécondité complétée. Le calendrier (tempo de la fécondité) des naissances peut apparaître comme une considération secondaire dans une perspective de politique. Néanmoins, nous avons poursuivi ailleurs l'estimation d'un modèle plus explicitement dynamique des comportements de fécondité à l'aide de coupes transversales répétées dans le temps (voir Brouillette, Felteau et Lefebvre 1991b, 1992b et 1993c, pour une application de la méthode).

mesures de soutien prenant la forme d'une exemption fiscale ou d'une allocation familiale augmentent le revenu disponible du couple et influencent alors positivement la fécondité dans un sens nataliste. Par contre, ces mesures semblent n'avoir que peu d'effet sur le comportement de fécondité des couples qui n'ont pas déjà pris la décision d'avoir au moins un enfant. La dernière conclusion, moins évidente, est que toutes les mesures (simulées) n'ont pas le même effet sur la fécondité, bien qu'elles conduisent toutes à réduire le coût économique associé à la décision d'avoir un ou plusieurs enfants. Ce résultat n'est pas en soi étonnant puisque les prédictions théoriques suggèrent que la fiscalité personnelle (qui modifie les revenus nets des hommes et des femmes) et les bénéfices publics n'exercent pas des effets qui vont dans le même sens sur la qualité de vie et le nombre d'enfants dans les familles.

ANNEXE

DÉFINITION DES VARIABLES DU MODÈLE ESTIMÉ

<i>ÂGE</i> :	Âge de l'épouse.
<i>ÂGEC</i> :	Âge de l'épouse au carré.
<i>ANxx</i> :	Variables dichotomiques indiquant l'année (de revenu) de l'échantillon: 75-79 si 1975, 1977 ou 1979; 81-82 si 1981 ou 1982; 84-87 si 1984, 1985, 1986 ou 1987 (catégorie de référence).
<i>ICOH</i> :	Indice de génération de l'épouse défini par: l'âge de l'épouse moins l'année de revenu plus 1965.
<i>C xx-xx</i> :	Catégorie d'âge de l'enfant le plus jeune: <7: moins de 7 ans (catégorie de référence); 7-15: 7 ans à 15 ans; 16-24: 16 ans à 24 ans.
<i>ÉD</i> :	Nombre d'années de scolarité de l'épouse = 7: si aucune scolarité ou études primaires; = 9,5 si 9 ou 10 années d'études primaires et secondaires; = 12 si 11 à 13 années d'études primaires et secondaires; = 14 si études post-secondaires partielles; = 15,5 si certificat ou diplôme d'études post-secondaires; = 18 si diplôme(s) universitaire(s).
<i>GUL</i> :	Revenu hors travail brut de l'épouse (égal au revenu brut de l'époux plus le revenu total de placements de la famille).
<i>GUK</i> :	Même définition que <i>GUEIL</i> , mais au niveau <i>K</i> .
<i>GUF</i> :	Même définition que <i>GUEIL</i> , mais au niveau <i>F</i> .
<i>NUL</i> :	Revenu hors travail virtuel de l'épouse: ordonnée à l'origine de la contrainte budgétaire de l'épouse linéarisée selon: a) loisir à temps plein (non-travail) (<i>NULO</i>); b) le nombre de semaines de travail tel que l'époux ne bénéficie plus de l'exemption fiscale de personne mariée (<i>NULI</i>).
<i>NULD</i> :	Variable dichotomique liée au revenu hors travail virtuel de l'épouse: égale à 1 si l'épouse devrait travailler plus de 52 semaines par année pour rendre son époux totalement inéligible à l'exemption de personne mariée et 0 autrement. Si <i>NULD</i> >0, les niveaux de revenu hors travail virtuel pour les options de travail et de non-travail sont identiques.
<i>NUK</i> :	Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Au niveau de décision <i>K</i> , il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée à l'exception de <i>K</i> (<i>K</i> =1,2,3) enfants dont les âges correspondent aux âges moyens des enfants présents dans les familles en 1987, conditionnellement à leur parité et à l'âge de la mère.

ANNEXE (suite)

-
- NUF*: Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Pour $F=0$, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée mais sans enfant. Pour $F=1$, la variable est une moyenne pondérée des trois niveaux de revenu disponible net défini au niveau K (voir *NUEIK*). Les poids sont les probabilités (prédites à l'aide de la forme réduite du modèle) que l'épouse soit observée avec un, deux ou trois enfants normalisés sur 1.
- NUI*: Revenu disponible net de la famille excluant le revenu de travail net de l'épouse (égal au revenu de travail net de l'époux plus les revenus nets de placement de la famille plus les paiements de transferts conditionnels au nombre et à l'âge des enfants). Il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée avec un enfant dont l'âge correspond à l'âge moyen des enfants présents dans les familles avec un enfant en 1987 (1984; 1981; et 1977) - pour les années 1986 et 1987 (1984 et 1985; 1979, 1981 et 1982; et 1975 et 1977) - conditionnellement à l'âge de la mère. Le niveau de cette variable ne change pas selon les options aux niveaux K et F .
- NWK*: Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Au niveau de décision K , il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée sauf pour K ($K=1,2,3$) enfants dont les âges correspondent aux âges moyens des enfants présents dans les familles en 1987 (1984; 1981; et 1977) - pour les années 1986 et 1987 (1984 et 1985; 1979, 1981 et 1982; et 1975 et 1977) - conditionnellement à leur parité et à l'âge de la mère.
- NWF*: Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Pour $F=0$, il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée mais sans enfant. Pour $F=1$, cette variable est une moyenne pondérée des trois niveaux de salaire hebdomadaire net défini au niveau K (voir *NWWK*). Les poids sont les probabilités (prédites à l'aide de la forme réduite du modèle) que l'épouse soit observée avec un, deux ou trois enfants normalisés sur 1.
- NWI*: Taux de salaire hebdomadaire net prédit de l'épouse. Il est défini pour une famille hypothétique ayant les caractéristiques de la famille observée avec un enfant dont l'âge correspond à l'âge moyen des enfants présents dans les familles avec un enfant en 1987 (1984; 1981; et 1977) - pour les années 1986 et 1987 (1984 et 1985; 1979, 1981 et 1982; et 1975 et 1977) - conditionnellement à l'âge de la mère. Le niveau de cette variable ne change pas avec les options aux niveaux K et F .
-

ANNEXE (suite)

<i>PPT:</i>	Variable dichotomique =1 si l'épouse a travaillé à temps plein ou à temps partiel durant l'année de référence (de revenu) dans un emploi rémunéré ou comme travailleuse autonome ; =0 autrement.
<i>RÉG_{xx}:</i>	Taille de la population dans la région de résidence : 1 : grands centres urbains de 100 000 habitants ou plus (catégorie de référence); 2-3 : petits centres urbains de 30 000 à 99 999 habitants et autres centres urbains de moins de 30 000 habitants ; 4 : régions rurales.
<i>TCHÔM:</i>	Taux de chômage canadien des femmes selon l'année et la catégorie d'âge (moins de 25 ans, 25 à 34 ans, plus de 35 ans).
<i>VINC_x:</i>	Valeurs d'inclusion.
<i>y_i:</i>	Variable dichotomique =1 si l'épouse a travaillé à temps plein ou à temps partiel ou si elle cherchait du travail au moment de l'Enquête <u>et</u> si son statut professionnel est travailleuse rémunérée ou travailleuse autonome dans son emploi actuel ou son dernier emploi ; =0 autrement.

TABLEAU A1

ESTIMATION PAR MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DE LA FORME RÉDUITE DU MODÈLE: NIVEAU L VARIABLE DÉPENDANTE $Y_1=0,1$; NIVEAU K , VARIABLE DÉPENDANTE $Y_K=1,2,3$; NIVEAU F , VARIABLE DÉPENDANTE $Y_F=0,1$; QUÉBEC, 1975-1987

Variables	Coefficients (statistiques t)								
	NIVEAU L				NIVEAU K			NIVEAU F	
	0 Enfant	1 Enfant	2 Enfants	3 Enfants +	1 Enfant	2 Enfants	3 Enfants	0 Enfant	Enfants
<i>CONSTANTE</i>	-8,910 (4,30)a	-14,96 (6,08)a	-16,73 (12,52)a	-8,620 (7,22)a		-14,84 (7,91)a	-26,91 (12,98)a		3,660 (2,16)b
<i>ÉPOUSE</i>									
<i>ÂGE</i>	3,155 (2,36)b	6,718 (4,34)a	6,977 (7,92)a	2,250 (2,55)b		9,670 (8,09)a	16,035 (12,54)a		4,041 (3,81)a
<i>ÂGEC</i>	-0,445 (1,81)c	-0,883 (3,79)a	-0,971 (5,52)	-0,215 (1,11)		-1,431 (7,19)a	-2,200 (10,55)a		-0,617 (3,41)a
<i>ÉD</i>	0,159 (4,13)a	0,117 (4,05)a	0,122 (5,36)a	0,081 (2,60)a		-0,005 (0,22)	-0,053 (2,17)b		-0,083 (2,85)a
<i>PPT</i>	3,710 (13,94)a	4,050 (20,65)a	4,489 (27,88)a	4,860 (23,42)a		-0,794 (5,33)a	-1,362 (7,44)a		-1,036 (4,61)a
<i>ICOH</i>	0,064 (0,89)	-0,071 (1,28)	-0,034 (0,64)	-0,017 (0,20)					
<i>TCHÔM</i>	0,100 (1,72)c	0,072 (1,47)	-0,068 (1,21)	-0,002 (0,02)					
<i>FAMILLE</i>									
<i>RÉG 2-3</i>	-0,278 (0,96)	-0,326 (1,83)c	0,095 (0,60)	-0,343 (1,59)		-0,219 (1,44)	0,220 (1,30)		0,300 (1,40)
<i>RÉG 4</i>	-0,991 (3,50)a	-0,236 (1,26)	-0,248 (1,49)	-0,269 (1,23)		0,028 (0,18)	0,542 (3,16)a		0,055 (0,24)
<i>C 7-15</i>		1,420 (8,52)a	1,275 (9,09)a	0,553 (3,00)a					
<i>C 16-24</i>		3,270 (6,70)a	2,195 (4,49)a	-0,557 (0,59)					
<i>GUL</i>	-0,006 (0,10)	-0,073 (1,41)	-0,112 (2,94)a	-0,065 (1,03)					
<i>GUK</i>						-0,071 (1,71)c	-0,016 (0,37)		
<i>GUF</i>									0,078 (1,58)
<i>AN75-79</i>	0,972 (1,43)	0,197 (0,37)	0,111 (0,22)	0,116 (0,15)		-0,365 (1,49)	-0,081 (0,30)		0,497 (1,54)
<i>AN81-82</i>	-0,097 (0,22)	0,304 (0,90)	-0,241 (0,82)	-0,011 (0,02)		0,137 (0,64)	0,361 (1,56)		-0,101 (0,35)
<i>VINCK</i>					0,995 (9,48)a	0,995 (10,11)a	0,985 (7,29)a		
<i>VINCF</i>								0,713 (2,71)	0,958(13,78)a
Nombre d'observations	993	1 194	1 856	1 015	4, 065			5 058	

NOTES: Les 92 coefficients des variables explicatives sont estimés simultanément. Options de référence : au niveau L : ne travaille pas et ne cherche pas un emploi ; au niveau K : un enfant ; au niveau F : sans enfant. Catégories de référence : n'a pas travaillé l'année précédente comme travailleuse rémunérée ou autonome ; *RÉG 1* (vivant dans un grand centre urbain de 100 000 habitants ou plus); *C 0-7* (catégorie d'âge de l'enfant le plus jeune moins de 7 ans); *ICOH6* (lorsque l'indice de génération a la valeur la plus élevée, soit entre 26 et 30); *AN84-87* (années 1984-1987).

Statistiques t : coefficient significativement différent de zéro au niveau de confiance : (a) de 1 % si $t > 1,960$ et (c) de 10 % si $t > 1,645$.

Logarithme de la fonction de vraisemblance = 6 643,0.

TABLEAU A2

ESTIMATIONS DES COEFFICIENTS (STATISTIQUES t) DES ÉQUATIONS DE SALAIRE,
VARIABLE DÉPENDANTE: \ln GWW, QUÉBEC 1975-1987

Variables	0 Enfant	1 Enfant	2 Enfants	3 Enfants ou +
<i>CONSTANTE</i>	1,592 (2,38)b	1,904 (2,70)a	1,185 (1,30)	1,154 (1,15)
<i>ÉPOUSE</i>				
ÂGE	2,235 (4,62)a	1,801 (4,65)a	2,074 (4,07)a	2,195 (3,95)a
ÂGE*ÂGE	-0,277 (2,31)b	-0,166 (2,38)b	-0,266 (1,88)c	-0,277 (2,26)b
ÉD 3-5	0,261 (3,19)a	0,185 (2,06)b	0,185 (1,02)	0,084 (0,37)
ÉD 6-7	0,397 (4,39)a	0,450 (2,34)b	0,385 (1,72)c	0,414 (1,71)c
ÉD 8	0,504 (4,43)a	0,687 (3,75)a	0,740 (3,00)a	0,725 (3,09)a
<i>COHORTE</i>	-0,010 (0,16)	-0,062 (1,72)c	-0,007 (0,09)	-0,074 (0,23)
<i>FAMILLE</i>				
RÉG 2-3	-0,027 (0,16)	-0,052 (0,31)	-0,005 (0,02)	0,124 (0,59)
RÉG 4	-0,020 (0,14)	-0,055 (0,25)	-0,001 (0,02)	-0,007 (0,03)
AN75	0,266 (0,36)	0,740 (1,69)c	0,163 (0,17)	0,161 (0,16)
AN77	0,343 (0,43)	0,578 (1,33)	0,105 (0,18)	0,101 (0,11)
AN79	0,274 (0,35)	0,531 (0,87)	0,132 (0,14)	0,112 (0,10)
AN81	0,332 (0,55)	0,451 (0,85)	0,122 (0,12)	0,040 (0,07)
AN82	0,224 (0,30)	0,338 (1,36)	-0,003 (0,00)	0,017 (0,02)
AN84	0,165 (0,28)	0,127 (0,24)	0,058 (0,07)	-0,133 (0,15)
AN85	0,091 (0,15)	0,099 (0,18)	0,140 (0,14)	-0,078 (0,21)
AN86	0,068 (0,10)	-0,069 (0,10)	0,075 (0,11)	-0,175 (0,20)
Lambda	-0,224 (1,28)	0,090 (0,99)	0,230 (1,39)	0,049 (0,31)
R ²	0,132	0,109	0,092	0,097
R ² Adj.	0,126	0,101	0,085	0,081
Nombre d'observations	2 415	1 851	2 324	934

NOTES:

\ln GWW: logarithme naturel du salaire hebdomadaire brut des femmes qui travaillent (en dollars constants de 1987).

ÉD 1-2: moins de 10 années d'études primaires et secondaires (catégorie de référence); ÉD 3-5: 11 à 13 années d'études primaires et secondaires; ÉD 6-7: études post-secondaires partielles ou diplôme d'études post-secondaires; ÉD 8: diplôme universitaire. *COHORT*: indice de génération défini par l'âge de l'épouse moins l'année de revenu plus 1965. *RÉG*xx: taille de la région de résidence: 1: grands centres urbains de 500 000 habitants ou plus (catégorie de référence); 2-4: centres urbains de 30 000 à 499 999 habitants; 5: régions rurales. *AN*xx: variable indiquant l'année de revenu de l'échantillon (catégorie de référence: 1987). Lambda: coefficients des variables de sélection.

Statistiques t: coefficient significativement différent de zéro au niveau de confiance (a) de 1% si $t > 2,57$; (b) de 5% si $t > 1,96$ et (c) de 10% si $t > 1,65$.

TABLEAU A3

VALEURS MOYENNES (PROPORTION EN POURCENTAGE ET DOLLARS DE 1987)
 PONDÉRÉES DE L'ÉCHANTILLON, SELON LA POPULATION TOTALE DE L'ÉCHANTILLON
 ET LES CHOIX OBSERVÉS, QUÉBEC, 1975-1987

Variables socio-économiques et financières	Total Pop.	F=0 K=0 L=0	F=0 K=0 L=1	F=1 K=1 L=0	F=1 K=1 L=1	F=1 K=2 L=0	F=1 K=2 L=1	F=1 K=3 L=0	F=1 K=3 L=1
ÂGE	31,4	29,4	27,9	29,7	30,3	32,2	33,1	34,3	34,8
ÉD	12,1	11,7	13,6	11,5	12,7	11,4	12,5	10,4	11,7
PPT	0,64	0,43	0,98	0,27	0,96	0,18	0,95	0,09	0,93
COHT	14,3	12,5	10,4	13,9	12,7	15,6	15,1	18,2	17,5
TCHÔ (%)	10,9	11,3	11,9	11,0	11,3	10,6	10,7	10,0	10,0
RÉG 1 (%)	0,59	0,56	0,69	0,53	0,64	0,57	0,52	0,46	0,56
RÉG 2-3 (%)	0,22	0,19	0,21	0,24	0,20	0,22	0,22	0,26	0,21
RÉG 4-5 (%)	0,19	0,25	0,10	0,23	0,16	0,21	0,16	0,29	0,23
E 1-6 (%)	0,72	0,00	0,00	0,79	0,68	0,69	0,56	0,75	0,54
E 7-15 (%)	0,26	0,00	0,00	0,17	0,29	0,30	0,42	0,33	0,45
E 16-24 (%)	0,02	0,00	0,00	0,04	0,03	0,01	0,02	0,02	0,01
1975-79 (%)	0,31	0,30	0,27	0,45	0,26	0,36	0,22	0,41	0,29
1981-82 (%)	0,21	0,27	0,19	0,20	0,22	0,21	0,18	0,23	0,20
1984-87 (%)	0,48	0,43	0,44	0,35	0,52	0,43	0,60	0,46	0,51
NWW*		178	173	131	140	124	131	111	120
NUL		19095	19343	21522	21307	25042	23705	24840	24908
N. FAMILLES (000)	659	16	121	56	100	125	120	76	43
% Observé	100	2,5	18,4	8,5	15,2	19,0	18,3	11,6	6,6
N. ENFANTS (000)	1036	0	0	56	100	250	240	253	137
% Observé	100	0	0	5,4	9,7	24,1	23,2	24,4	13,2

NOTE:

* Salaire hebdomadaire net prédit (NWW) si elles travaillaient selon leurs choix observés de participation au marché du travail et de fécondité; revenu hors travail net (NUL) de la famille compte tenu du salaire net prédit et selon les choix observés de participation au marché du travail et de fécondité.

TABEAU A4
TYPES, STRUCTURE ET NIVEAUX DES ALLOCATIONS FAMILIALES AU CANADA ET AU QUÉBEC:
VALEURS OBSERVÉES EN 1974 ET 1988 ET VALEURS SIMULÉES

Allocations familiales	1974 Niveaux observés	1975	1977	1979	1981	1982	1984	1985	1986	1987	1988 Niveaux observés
		niveaux simulés									
1. Fédérales de base											
1.1 Alberta											
0-6 ans	180	199	229	267	327	360	400	416	434	451	306
7-11 ans	228	253	291	340	416	458	508	528	550	572	372
12-15 ans	300	332	382	446	546	602	668	695	725	753	492
16-17 ans	336	372	428	500	612	674	748	778	811	843	560
1.2 Québec											
1er 0-11 ans	144	159	183	214	262	289	321	334	348	361	248
2ième 0-11 ans	216	239	275	321	393	433	481	500	521	541	370
3ième 0-11 ans	336	372	428	500	612	674	748	778	811	843	920
4ième 0-11 ans	372	412	474	553	677	746	828	861	898	933	920
1.1 Autres provinces											
0-17 ans	240	266	306	357	437	482	535	556	580	603	387
2. Provinciales de base:											
Québec											
0-17 ans											
1er	36	40	56	71	85	94	104	108	113	117	107
2ième	48	53	75	95	114	126	140	146	160	160	143
3ième	60	66	94	119	142	156	173	180	195	195	179
4ième et suivants	72	79	113	142	170	187	208	216	234	234	214
3. Provinciales jeunes(s)											
enfants(s): Québec ¹											
1er	—	49	56	65	79	87	96	100	105	110	100 ²
2ième	—	96	110	128	157	173	192	200	210	220	200 ²
3ième et suivants	—	143	165	193	193	260	288	300	325	350	500 ²
4. Provinciales à la											
naissance: Québec ³											
1er	—	27	31	36	44	48	53	53	53	53	53 ⁴
2ième	—	27	31	36	44	58	53	103	103	103	53 ⁴
3ième et suivants	—	154	177	206	252	278	309	445	573	690	309 ⁴

NOTES:

1. Elles existent sous cette forme depuis 1989. Le montant est versé en autant qu'il y a au moins un enfant de moins de 6 ans; il est fonction du nombre d'enfants âgés de moins de 18 ans. De 1982 à 1987, cette allocation prenait la forme d'une allocation de disponibilité versée aux parents qui ne demandaient pas de déductions pour frais de garde; elles furent de 300\$-200\$-100\$ respectivement pour les enfants de rang 1, 2 et 3 de 1982 à 1986 et de 100\$-200\$-300\$ respectivement pour les enfants de rang 1, 2 et 3 en 1987. En 1988, il n'y eut pas d'allocations de disponibilité ou de jeunes enfants.

2. Niveaux et structure de 1989. Elles sont en principe indexées chaque année selon l'indice des prix à la consommation.

3. Elles ont été versées sur 8 trimestres (3ième et suivant). L'allocation pour le 2ième enfant a été augmentée à 1 000\$ (versées sur 2 trimestres) en 1989; alors que celle pour le 3ième enfant ou les suivants a été augmentée en 1989, 1990 et 1991 à respectivement en allocations annuelles sur la base d'annuités selon un taux d'escompte de 8% et un horizon de 18 ans.

4. Niveaux de 1988 après transformation en allocations familiales annuelles (voir note 3).

TABLEAU A5

TYPES, STRUCTURE ET NIVEAUX DES EXEMPTIONS FISCALES POUR ENFANTS À CHARGE AU CANADA ET AU QUÉBEC :
VALEURS OBSERVÉES EN 1974 ET 1988 ET VALEURS SIMULÉES POUR LES AUTRES ANNÉES

Exemptions fiscales pour enfant(s) à charge	1974 Niveaux observés	1975	1977	1979	1981	1982	1984	1985	1986	1987	1988 Niveaux observés
		Niveaux simulés									
1. Fédérales et provinciale (sauf le Québec au palier provincial)											
< 16 ans	320 ¹	538 ³	619	722	884	974	1081	1124	1172	1218	380 ⁴
16 ans +	586 ¹	986 ³	1135	1325	1512	1991	2216	2298	2396	2489	
2. Provinciales : Québec											
< 16 ans	0										0 ⁵
16-17 ans	550 ²										810 ⁵
18 ans et plus	550 ²										1320 ⁵
1er	0	857	987	1152	1410	1554	1725	1794	1870	1930	2230
2ième et suivants	0	627	722	843	1032	1138	1263	1314	1370	1420	1895
Supplément études postsecondaires	0	1234	1421	1658	2029	2236	2481	2580	2690	2900	3050

NOTES: 1. Elle fut égale à 300\$ (550\$) de 1962 à 1973 pour les enfants de moins (plus) de 16 ans.

2. Sa valeur fut fixée à 550\$ de 1972 à 1979 pour les enfants âgées de 16 et de 17 ans ; alors que pour les enfants à charge âgés de 18 ou plus la valeur fut fixée à 550\$ de 1972 à 1978 où elle devint égale à 900\$.

3. Valeur observée en 1962 augmentée de la variation de l'indice des prix implicites de la dépense personnelle pour les années 1963 à 1987.

4. Pour les deux premiers enfants âgés de moins de 18 ans ; pour les enfants de rang 3 ou plus et de moins de 18 ans l'exemption est de 765\$.

5. En 1985. Elles furent remplacées par la suite par des exemptions sans distinction pour l'âge mais fonction du rang.

TABLEAU A6

VALEUR DES EXEMPTIONS FISCALES POUR ENFANT À CHARGE ET DES
ALLOCATIONS FAMILIALES UTILISÉES DANS LES SIMULATIONS

	1975	1977	1979	1981	1982	1984	1985	1986	1987
	Niveaux simulés								
1. Exemptions fiscales fédérales et provinciales									
Par enfant à charge	1972	2270	2650	3024	3982	4432	4596	4792	4978
2. Exemptions fiscales fédérales et provinciales									
1 ^{er}	2571	2961	3456	4230	4662	5175	5382	5610	5790
2 ^{ième} et suivants	1881	2166	2529	3096	3414	3787	3942	4110	4260
Supplément études postsecondaires	3702	4269	4974	6087	6708	7443	7740	8070	8700
3. Allocations familiales									
Par enfant 0-17 ans	336	386	450	551	608	675	702	732	762
4. Allocations familiales									
1 ^{er} enfant	202	232	270	331	365	405	421	439	457
2 ^e enfant	302	347	405	496	547	608	632	659	686
3 ^e enfant	470	540	630	771	851	945	983	1025	1067
4 ^e enfant	521	598	698	854	942	1046	1088	1135	1181
+ 12-17 ans	84	97	113	138	152	169	176	183	191

BIBLIOGRAPHIE

- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1991a), « Un modèle polytomique séquentiel des comportements récents de fécondité et de travail des Québécoises en présence d'impôts et de transferts », Cahier de recherche no. 77, CERPÉ, UQAM.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1991b), « Une analyse dynamique des comportements de fécondité et de travail des Québécoises réalisée à l'aide de coupes transversales répétées dans le temps », Communication présentée dans le cadre des 8ièmes Journées de microéconomie appliquée, Université de Caen, Caen, juin 1991.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1992a), « Fertility and Work Behavior of Women in Québec: Estimates From a Polychotomous Discrete Choice Model With Taxes and Transfers », à paraître, *Journal of Population Economics*.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1992b), « Les effets des impôts et des allocations familiales sur les comportements de fécondité et de travail des Canadiennes: résultats d'un modèle de choix discrets », à paraître, *Population*.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1992c), « Dynamic Modelling of Fertility and Work Behavior with a Time Series of Cross Sections with an Empirical Illustration for Canadian Woman », Communication présentée dans le cadre du Sixth Annual Meeting, European Society For Population Economics, Gmunden, Autriche, 10-13 juin 1992.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1993a), « Les effets des variables économiques sur le coût et la demande d'enfants au Québec: théorie et résultats », Cahier de recherche no. 9301, Département des sciences économiques, UQAM.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1993b), « From Horizontal to Vertical Redistribution in the Canadian Tax-Transfer System for Dependent Children: Simulated Effects on Fertility and Equity », Communication présentée dans le cadre du Seventh Annual Meeting, European Society For Population Economics, Budapest, Hongrie, 3-6 juin 1993.
- BROUILLETTE, L., C. FELTEAU, et P. LEFEBVRE (1993c), « The Marriage, Divorce and Next Birth Decisions of Canadian Women: A Dynamic Model With a Time Series of Repeated Cross Sections », miméo., CREFÉ, UQAM.
- BROWSTONE, D., et K. SMALL, « Efficient Estimation of Nested Logit Models », *Journal of Business & Economic Statistics*, 13: 67-74.
- DUMAS, J. (1990), *Rapport sur l'état de la population du Canada 1990*, catalogue 91-209F, Statistique Canada.

- ERMISCH, J. (1989), « Purchased Child Care, Optimal Family Size and Mother's Employment: Theory and Econometric Analysis », *Journal of Population Economics*, 2: 79-102.
- HECKMAN, J., et J. WALKER (1990), « The Relationship Between Wages and The Timing and Spacing of Births: Evidence from Swedish Longitudinal Data », *Econometrica*, 58: 1411-1441.
- HENRIPIN, J. (1989), *Naître ou ne pas être*, Institut québécois de recherche sur la culture, Québec.
- HYATT, D., et W. MILNE (1991), « Can Public Policy Affect Fertility », *Canadian Public Policy/Analyse de Politiques*, XVII: 1, 77-85.
- KARAM, G., et P. LEFEBVRE (1992), « Comportements d'infécondité, salaires et capital humain des Canadiennes et des Québécoises: un modèle empirique de l'âge à la première naissance », mimeo., CERPÉ, UQAM.
- LEE, L. (1983), « Generalized Econometric Models with Selectivity », *Econometrica*, 51: 507-12.
- MATHEWS, G. (1990), « Politiques natalistes européennes et politique familiale canadienne », Études et documents, no. 59, INRS-Urbanisation, Montréal.
- McFADDEN, D. (1981), « Econometric Models of Probabilistic Choice », *in Structural Analysis of Discrete Choice Data with Econometric Applications*, C. MANSKI et D. McFADDEN, eds.; 198-272, Cambridge, MIT Press.
- McFADDEN, D. (1984), « Econometric Analysis of Qualitative Response Models », *in Handbook of Econometrics*, Z. GRILICHES et M. INTRILIGATOR eds., vol. 2: 1395-1457, Elsevier Science Publishers,.
- MOFFITT, R. (1984), « Profiles of Labor Supply, Fertility and Wages of Married Women », *Review of Economic Studies*, 51: 263-278.
- RAO, V. (1987), « Childlessness in Ontario and Québec: Results from 1971 and 1981 Census Data », *Canadian Studies in Population*, 14: 1, 27-46.
- ROBINSON, C., et N. TOMES (1982), « Family Labour Supply and Fertility: A Two-Regime Model », *Canadian Journal of Economics*, 15, 4: 706-734.
- SANTÉ et BIEN-ÊTRE CANADA (1985), « Prestations aux enfants et aux personnes âgées: Document d'étude, janvier 1985 », Ottawa.
- SIMARD, A., et J. BERNIER (1990), « Aperçu des mesures d'aide à la famille au Québec 1990 », Direction des politiques et des programmes de sécurité du revenu, ministère de la Main-d'oeuvre et de la Sécurité du revenu, Québec.
- SPRAGUE, A. (1988), « Post-War Fertility and Female Labour Supply Force Participation Rates », *The Economic Journal*, 98: 682-700.
- TOMES, N. (1985), « Childlessness in Canada 1971: A Further Analysis », *Canadian Journal of Sociology*, 10, 1: 37-68.
- TROST, R., et L. LEE (1984), « Technical Training and Earnings: A Polychotomous Choice Model with Selectivity », *Review of Economic and Statistics*, 66: 151-156.

- WARD, M., et W. BUTZ (1980), «Completed Fertility and its Timing», *Journal of Political Economy*, 88, 5 : 917-940.
- VAN DER GAAG, B. (1982), «On Measuring the Cost of Children», Special Report Series 32C, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin-Madison.
- WILLARD, J. (1968), «Family Allowances in Canada» *in*, *Children's Allowances and the Economic Welfare of the Children*, E. BURNS éd., The Report of a Conference, Citizen's Committee for Children of New York Inc, New York.